DIRECTION GÉNÉRALE DE LA RECHERCHE APPLIQUÉE

Politique stratégique

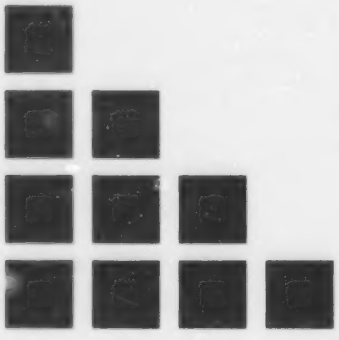
Les enquêtes nationales auprès des diplômés

Groupes d'équité en matière d'emploi chez les diplômés d'établissements d'enseignement postsecondaire

R-00-1-3F

par
Laval Lavallée, Bert Pereboom, Irving Silver et Ted Wannell
Décembre 1999

Document de recherche



en collaboration avec le

CENTRE DES STATISTIQUES DE L'ÉDUCATION

Développement des ressources humaines Canada
Statistique Canada

Human Resources Development Canada
Statistics Canada

Canada

Direction générale de la recherche appliquée
Politique stratégique
Développement des ressources humaines Canada

Applied Research Branch
Strategic Policy
Human Resources Development Canada

Groupes d'équité en matière d'emploi chez les diplômés d'établissements d'enseignement postsecondaire

R-00-1-3F

par
Laval Lavallée, Bert Pereboom, Irving Silver et Ted Wannell
Décembre 1999

Les opinions exprimées dans les documents publiés par la Direction générale de la recherche appliquée sont celles des auteurs et ne reflètent pas nécessairement le point de vue de Développement des ressources humaines Canada ou du gouvernement fédéral.

The views expressed in papers published by the Applied Research Branch are the authors' and do not necessarily reflect the opinions of Human Resources Development Canada or of the federal government.

■

La série de documents de recherche comprend des études et des travaux de recherche réalisés sous l'égide de la Direction générale de la recherche appliquée, Politique stratégique (PS). Il s'agit notamment de recherches secondaires sous forme d'études de base et d'analyses documentaires qui appuient les efforts de recherche de PS.

The Research Paper Series includes studies and research conducted under the auspices of the Applied Research Branch of Strategic Policy (SP). Papers published in this series consist of secondary research in the form of background studies and literature reviews that support the research efforts of SP.

═

Le présent document a été traduit de l'anglais. Bien que la version française ait été préparée avec soin, le document original fait foi./
This document is a translation from English. Although the French version has been carefully prepared, the original document should be taken as correct.

La version anglaise de ce document est disponible sous le titre « Employment-Equity Groups Among Post-Secondary Graduates »./
This paper is available in English under the title "Employment-Equity Groups Among Post-Secondary Graduates."

■

Le présent rapport fait partie d'un ensemble d'études sur les Enquêtes nationales auprès des diplômés./
This report is part of a set of research studies on the National Graduates Surveys.

■

Imprimé/Printed 2000
ISBN: 0-662-85570-1
N° de cat./Cat. No. MP32-29/00-1-3F

■

Si vous avez des questions concernant les documents publiés par la Direction générale de la recherche appliquée, veuillez communiquer avec :

Service des publications
Direction générale de la recherche appliquée
Politique stratégique
Développement des ressources humaines Canada
165, rue de l'Hôtel-de-Ville, Phase II, 7e étage
Hull (Québec) Canada
K1A 0J2

Téléphone : (819) 994-3304
Télécopieur : (819) 953-9077
Courrier électronique : research@spg.org
http://www.hrdc-drhc.gc.ca/dgra

General enquiries regarding the documents published by the Applied Research Branch should be addressed to:

Publications Office
Applied Research Branch
Strategic Policy
Human Resources Development Canada
165 Hôtel de Ville Street, Phase II, 7th Floor
Hull, Quebec, Canada
K1A 0J2

Telephone: (819) 994-3304
Facsimile: (819) 953-9077
E-mail: research@spg.org
http://www.hrdc-drhc.gc.ca/arb

101-05742/

Sommaire

Cette étude examine la situation de groupes d'équité en matière d'emploi sur le marché du travail - minorités visibles, Autochtones et personnes à activité limitée - comparativement à leurs pairs issus de récentes promotions d'établissements d'enseignement postsecondaire. La documentation sur ce sujet laisse croire que les résultats et les conclusions sur l'absence ou non de discrimination systématique du marché du travail à l'égard de ces groupes d'équité reposent fortement sur le prélèvement de l'échantillon et le choix des techniques de régression. Les auteurs appliquent diverses techniques statistiques à un échantillon homogène afin de vérifier si une confluence des résultats établit clairement ou non l'existence d'écarts systématiques dans les résultats qu'obtiennent l'un ou l'autre de ces groupes sur le marché du travail par comparaison au reste de la population.

L'analyse arrive aux conclusions provisoires suivantes :

- Des techniques statistiques différentes produisent (à une exception près) des conclusions semblables pour les minorités visibles, mais des résultats incohérents ou autrement non concluants dans le cas des Autochtones et des personnes à activité limitée. Chez les minorités visibles, la plupart des statistiques réfutent l'hypothèse de l'absence d'une discrimination du marché du travail à l'égard des minorités visibles.

- Les indicateurs bruts ou non corrigés des taux d'emploi et de salaire indiquent que les membres des groupes ciblés n'ont pas fait aussi bien que leurs confrères de classe sur le marché du travail des années 90.

- Même si les revenus non corrigés des minorités visibles étaient égaux ou légèrement supérieurs à la moyenne à certains moments dans le temps, les auteurs ont trouvé des cas qui laissent croire que les minorités visibles possédaient un bagage plus important de caractéristiques susceptibles de les avantager sur le marché du travail. Différents modèles de régression indiquent que les minorités visibles subissaient une pénalité de revenu de l'ordre de 1 % à 10 %, après avoir tenu compte des autres caractéristiques.

- Les minorités visibles se retrouvaient davantage à des niveaux et dans des domaines d'études supérieurs qui débouchent généralement sur des emplois mieux rémunérés, pourtant la moyenne de leurs revenus ne reflète pas leur qualification supérieure.

- Les pénalités de revenu chez les Autochtones et les personnes à activité limitée évaluées dans les modèles de régression affichaient la même envergure (de 1 % à 10 %), et leurs revenus non corrigés étaient aussi habituellement moins élevés que la moyenne.

- Les techniques de régression inverse estiment la pénalité de revenu chez les membres des groupes minoritaires dans la mesure où elle s'écarte de la valeur marchande d'un ensemble fixe de caractéristiques. Appliquées à la cohorte des diplômés de 1990, ces techniques ont révélé des écarts estimatifs de revenu allant jusqu'à 13 %.

- Les groupes d'équité n'ont pas été désavantagés seulement sur le plan des revenus mais aussi sur le chapitre des taux d'emploi. Pour chaque groupe et à chaque moment dans le temps, les taux d'emploi tombent sous la moyenne de la catégorie pertinente. Chez les diplômés d'université, les taux d'emploi ont été de un demi à trois points et demi inférieurs à la moyenne de la catégorie en 1990.

- Chez les diplômés de collèges communautaires, l'écart dans les taux d'emploi a été plus élevé entre les divers groupes d'équité et les autres diplômés de collège, s'échelonnant de deux points et demi à neuf points et demi.

- Les écarts de revenu corrigés en fonction de la sélectivité ressemblaient énormément aux écarts non corrigés estimés avec les autres techniques de régression, même si l'on a observé des écarts notables au niveau des sources et de l'étendue de la sélectivité entre les groupes minoritaires et non minoritaires.

Les résultats confirment à nouveau l'idée que les membres de groupes minoritaires jouissant d'une qualification semblable sont moins susceptibles de trouver du travail que leurs collègues. Les résultats indiquent aussi une pénalité de revenu chez les membres des groupes d'équité qui ont trouvé du travail. Selon ces résultats, il semble y avoir au Canada un bassin de diplômés hautement qualifiés mais sous utilisés, identifiables par la couleur de leur peau, leur héritage autochtone ou une limitation d'activité. En revanche, les auteurs ne peuvent ignorer la possibilité que ces personnes font face à des pratiques discriminatoires sur le marché du travail, même s'ils ne peuvent les observer directement.

D'autre part, les écarts de revenu peuvent s'expliquer autrement que par une discrimination ouverte. Certains aspects sociaux du marché du travail risquent de défavoriser les membres des groupes minoritaires, mais on ne les qualifierait habituellement pas de pratiques discriminatoires. Par exemple, les réseaux informels, comme l'aide et les conseils de membres de la famille et d'amis, représentent une source importante de contacts potentiels en vue d'un emploi. Les diplômés appartenant à des groupes dont la famille est moins susceptible de posséder une instruction de niveau postsecondaire ou d'habiter au Canada ont moins d'occasions offertes par les réseaux informels.

Il y a des avantages éventuels, au niveau individuel, à éliminer les écarts résiduels de revenu, et au niveau de la société, à faire un meilleur usage du capital humain. La meilleure façon d'obtenir ces avantages et les coûts que la société est prête à assumer à cette fin représentent des questions que nous laissons à d'autres le soin d'examiner.

Executive Summary

This study examines the labour market outcomes of employment equity groups – visible minorities, Aboriginal people and the activity limited – compared to their peers in recent post-secondary graduating classes. The literature on this topic suggests that results and conclusions on whether or not labour markets systematically discriminate against equity groups depends heavily on selection of the sample and choice of regression techniques. The authors employ a variety of statistical techniques to a consistent sample to test whether there is some confluence among results that establishes a clear case for or against the existence of systematic differences in labour market outcomes between any of the groups and the remainder of the population.

The analysis yields the following tentative conclusions:

- Different statistical techniques yield (with one exception) similar conclusions for visible minorities, but inconsistent or otherwise inconclusive results for Aboriginal people and the activity limited. For visible minorities, the bulk of the statistical evidence rejects the hypothesis that there is no discrimination in labour markets against visible minorities.

- Raw or unadjusted indicators of employment and wage rates indicated that members of the targeted groups did not fare as well as their classmates in the labour market of the 1990s.

- Although the unadjusted earnings of visible minorities were equal to or slightly higher than average at some time points, the authors found evidence to suggest that visible minorities had greater endowments of characteristics in relation to rewards in the labour market. A number of different regression models pointed to earnings penalties for visible minorities in the range of one to ten percent, after controlling for other characteristics.

- Visible minorities were more concentrated in higher degree levels and fields of study that generally lead to better paying jobs, yet their average earnings did not reflect their higher qualifications.

- Earnings penalties for Aboriginal people and the activity limited estimated in the regression models were similar in scale (from one to ten percent) and their unadjusted earnings usually lagged the average as well.

- Reverse regression techniques estimate the earnings penalty among members of minority groups as it deviates from the market value of a fixed set of characteristics. Reverse regression estimates of the earnings differentials of up to 13 percent were noted in the cohort of 1990 graduates.

- The labour market disadvantages of the equity groups were not limited to earnings, but were also noted in employment rates. For each group and at every time point, employment rates fell below the relevant class average. Among university graduates, employment rates were from one-half to three-and-a-half percentage points lower than the 1990 class average.

- Among community college graduates the employment rate differences were greater between various equity groups and other college graduates, ranging from two-and-a-half to nine-and-a-half percentage points.

- Selectivity-corrected earnings differentials were very similar to the uncorrected differentials estimated with the other regression techniques, though there were some substantial differences in the sources and magnitudes of selectivity between the minority and non-minority groups.

The results further confirm the notion that equally qualified minority group members are less likely than their classmates to find work. They also provide some evidence of earnings penalties among those members of equity groups who have found jobs. The results suggest that there is a pool of highly trained, but under-utilized graduates in Canada identifiable by their skin colour, Aboriginal heritage or activity limitations. On the one hand, the authors cannot not rule out the possibility that such persons face discriminatory practices in labour markets, even though they cannot observe it directly.

On the other hand, earnings differentials may be attributed to sources other than overt discrimination. Some of the social aspects of the labour market might put minority group members at a disadvantage, but would not usually be thought of as discrimination. For example, informal networks – the help and advice of family and friends – are an important source of potential employment contacts. Graduates from groups whose families are less likely to have post-secondary education or to live in Canada may have fewer opportunities stemming from informal networks.

There are potential benefits, on the individual level, of eliminating residual earnings differentials, and on a societal level, by making better use of human capital. How best to achieve these benefits and what costs society is willing to bear are issues for others to determine.

Remerciements

Les auteurs aimeraient remercier René Morissette, Jac-André Boulet, Christiane Grignon et trois lecteurs anonymes de leur aide et de leurs utiles commentaires. Toutes les omissions et toutes les erreurs qui peuvent s'être glissées sont la responsabilité des auteurs.

Table des matières

1. Introduction 1

2. Analyse documentaire 4

3. L'analyse multivariée pour la vérification de la discrimination 6

3.1 Moindres carrés ordinaires et variables binaires 8

3.2 L'approche de Jackson-Lindley 9

3.3 Procédure de Heckman 10

3.4 Régression inverse 11

3.5 Effets constants 12

4. Données, concepts et définitions 13

5. Représentation, participation et taux d'emploi 19

5.1 Taux de représentation 19

5.1.1 Diplômés d'université
5.1.2 Diplômés de collège

5.2 Taux de participation au marché du travail 24

5.2.1 Diplômés d'université
5.2.2 Diplômés de collège

5.3 Taux d'emploi 26

5.3.1 Diplômés d'université
5.3.2 Diplômés de collège

5.4 Résumé sur la participation et l'emploi 31

5.5 Sources éventuelles des différences de taux de participation et d'emploi 31

6. Comparaisons des revenus 33

6.1 Diplômés d'université 33

6.2 Diplômés de collège 35

7. Résultats de la régression des revenus 37

7.1 Moindres carrés ordinaires et variables binaires 38

7.2 L'approche de Jackson-Lindley 40

7.2.1 Minorités visibles
7.2.2 Autochtones
7.2.3 Personnes à activité limitée
7.2.4 Résumé des résultats de Jackson-Lindley

7.3 Modèle de Heckman 50

7.4 Modèle de régression inverse 53

7.5 Modèle des effets constants 55

8. Conclusion 56

Annexe A : Modèles des effets contants 63

Annexe B : Codage des secteurs d'activité et des professions 68

Annexe C : Taille et attrition de l'échantillon 69

Bibliographie 77

1. Introduction

Le traitement juste et équitable des travailleurs et des travailleuses est un objectif social et économique important dans la société canadienne. L'efficience économique s'accroît lorsque les employeurs embauchent et rémunèrent les travailleurs en fonction de leur productivité – de la valeur qu'ils apportent à leur organisation – et diminue lorsque les employeurs sous-estiment ou sous-évaluent systématiquement cette contribution en raison de facteurs qui ne sont pas liés au rendement, tels que l'origine ethnique, la couleur de la peau ou un handicap sans rapport avec un emploi en particulier. Outre ces considérations économiques, la législation canadienne reflète le désir généralisé de la population de promouvoir la justice et l'équité dans une société où l'accès au milieu du travail n'est pas bloqué par des idées fausses ou déformées sur les personnes qui peuvent ou ne peuvent pas effectuer certains travaux ou occuper certains emplois. Ainsi, la *Loi sur l'équité en matière d'emploi* (1996), du gouvernement fédéral, (et la loi de 1986 qui la précédait) traduit l'objectif de l'égalité en milieu de travail pour les femmes, les minorités visibles, les Autochtones et les personnes handicapées qui relèvent de la compétence fédérale et font partie de la fonction publique fédérale[1].

Bien qu'il puisse y avoir un large consensus sur les objectifs de ces politiques, la mise en œuvre des lois n'est pas gratuite, étant donné que leur observation exige des ressources à la fois de la part des organisations cibles et de celle des organismes gouvernementaux chargés de leur surveillance et de leur exécution. S'il n'y a pas de discrimination systématique sur le marché du travail ou si la législation ne parvient pas à résoudre efficacement les problèmes, les avantages économiques ou sociaux n'égalent pas ni ne dépassent les coûts associés au respect de la loi et la législation devrait être retirée ou modifiée. Pour cette raison, les données qui permettent d'effectuer un suivi constant sur le marché du travail de personnes appartenant à ces groupes

1 La Loi a pour objet « de réaliser l'égalité en milieu de travail de façon que nul ne se voie refuser d'avantages ou de chances d'emploi pour des motifs étrangers à sa compétence et, … de corriger les désavantages subis, dans le domaine de l'emploi, par les femmes, les autochtones, les personnes handicapées et les personnes qui font partie de minorités visibles, conformément aux principes selon lequel l'équité d'emploi requiert, outre un traitement identique des personnes, des mesures spéciales et des aménagements adaptés aux différences ». Source: Secrétariat du Conseil du Trésor du Canada, « Aperçu de la Loi sur l'équité en matière d'emploi (1996) dans l'optique de la Fonction publique », gouvernement du Canada, octobre 1996, http://www.tbs-sct.gc.ca/Pubs_pol/hrpubs/TB_852/OVER1F.html

désignés pendant une certaine période sont particulièrement précieuses, puisque grâce à elles nous pouvons évaluer l'étendue des problèmes et peut-être procéder à une certaine analyse des incidences de la législation visant à les atténuer.

Les Enquêtes nationales auprès des diplômés fournissent des données particulièrement utiles pour l'examen dans le temps de la situation des groupes d'équité par comparaison à celle du reste de la population. L'échantillon de l'END est limité, toutefois, aux diplômés d'universités de collège ou d'école de métiers ou de formation professionnelle canadiens. Cette limite est à la fois une force et une faiblesse. C'est une faiblesse en ce que l'échantillon ne nous renseigne pas beaucoup sur les résultats sur le plan économique des groupes d'équité dans l'ensemble de la population. C'est une force en ce que l'échantillon de l'END est relativement homogène quant au degré d'instruction et à sa qualité, des déterminants clés des résultats sur le marché du travail.

La présente étude a deux objectifs : il s'agit, premièrement, de présenter des observations tirées du marché du travail sur la situation actuelle et les changements récents en matière d'emploi et de rémunération des groupes d'équité par rapport aux autres diplômés et, deuxièmement, d'examiner l'uniformité, d'un modèle de régression à un autre, des différences de rémunération entre les groupes d'équité en matière d'emploi et la population en général. Une analyse complète de l'expérience sur le marché du travail des groupes d'équité porterait sur la capacité de trouver un emploi ainsi que sur la qualité de cet emploi mesurée par les revenus. Compte tenu de l'ampleur et de la complexité dans la présente enquête des écarts de revenu des groupes d'équité, nous remettons toutefois l'étude des différences entre les taux d'emploi et de participation à une prochaine analyse.

En général, nous constatons qu'il existe certains écarts salariaux pour les groupes d'équité au Canada. Cette conclusion est plus générale et plus sûre pour les membres des groupes d'équité titulaires d'un diplôme de collège que pour les diplômés d'université. La confiance que nous pouvons avoir en ces conclusions varie beaucoup, toutefois, selon le type de modèle utilisé.

Nous commençons par une brève analyse des travaux les plus récents sur les résultats sur le marché du travail des groupes d'équité au Canada, puis nous examinons en général les questions méthodologiques associées aux modèles servant à évaluer la discrimination salariale ou en

matière d'emploi. Nous présentons ensuite des tableaux donnant les résultats observés sur le marché du travail de groupes d'équité appartenant aux populations de diplômés. Enfin, nous utilisons plusieurs modèles de régression pour déterminer quelle proportion de ces différences brutes peut être associée à la discrimination sur le marché du travail.

2. Analyse documentaire

Il existe maintenant une abondante littérature économique sur la discrimination salariale associée aux groupes minoritaires, mais les études récentes fondées sur des données canadiennes sont relativement rares. En dépit de ce grand nombre d'études cependant, il n'est possible de tirer que très peu de conclusions solides sur la discrimination systématique dont le marché du travail d'Amérique du Nord peut faire montre à l'égard des membres des groupes d'équité. Une partie de la difficulté réside dans l'interprétation correcte à donner dans le cadre des modèles employés.

Un article antérieur, dont l'un des auteurs du présent document est coauteur (Wannell et Caron, 1994a) se sert des données des END pour examiner la discrimination salariale éventuelle à l'endroit des groupes d'équité en matière d'emploi – minorités visibles, Autochtones et personnes à activité limitée[2] – par rapport au reste de la population. Les différences entre les taux d'emploi des minorités visibles et le reste de la population active ont également été examinées. Les principaux résultats montrent que les diplômés d'établissements d'enseignement postsecondaire de 1990 appartenant à ces trois groupes avaient des revenus similaires en 1992 à ceux de la population active dans son ensemble, alors que leurs taux d'emploi étaient uniformément moins élevés.

Dans le cadre du modèle traditionnel de discrimination *salariale*, ces résultats indiqueraient que ce type de discrimination n'existe pas. Dans le contexte plus large du marché du travail, toutefois, les taux de participation plus faibles et les taux de chômage plus élevés de ces groupes par rapport à la population, associés à des revenus corrigés à peu près égaux à ceux de la population, peuvent amener à penser qu'en fait, la discrimination existe. Les employeurs sont peut-être plus exigeants lorsqu'ils ont affaire à des candidats appartenant à des groupes d'équité en matière d'emploi, c'est-à-dire que la productivité des membres des groupes d'équité en matière d'emploi doit être meilleure que celle des autres pour qu'ils soient embauchés. Si leur salaire était établi en fonction des exigences de l'emploi plutôt que de la productivité, nous nous attendrions à ce que, en présence de corrélats de la productivité non observés, les taux d'emploi

[2] Comme nous l'expliquons davantage en page 18, le terme « activité limitée » est utilisé de préférence à « personne handicapée » en raison des différences importances entre les définitions de l'Enquête sur la santé et les limitations d'activités et de l'Enquête nationale sur les diplômés.

des membres des groupes d'équité en matière d'emploi soient plus faibles, mais que leurs revenus corrigés soient à peu près les mêmes que ceux de la population[3].

Les travaux récents sur les écarts de revenu pour les minorités ne fournissent de preuve solide ni de la présence ni de l'absence de discrimination salariale ou en matière d'emploi. Christofides et Swidinsky (1994), se servant de l'Enquête de 1989 sur l'activité, concluent que les salaires des minorités visibles sont beaucoup plus faibles que ceux des Blancs après correction des différences de bagage, mais leur analyse ne tient pas compte des différences possibles dans la qualité de l'éducation.

Récemment, de Silva (1997) a utilisé les données du Recensement de 1991 pour comparer les revenus des hommes appartenant à une minorité visible à ceux de leurs homologues blancs. L'auteur conclut qu'il existe une différence de 32 % entre les revenus des minorités visibles et ceux des Blancs, mais que la plus grande partie s'explique par des différences de talent et de qualité de l'éducation et de l'expérience. « Le principal message de cette étude, c'est qu'une grande partie de ce qu'on considère souvent comme de la discrimination n'est en fin de compte surtout que le reflet de différences de qualité de l'éducation et d'expérience entre les hommes des minorités visibles et leurs homologues blancs[4]. »

Hum et Simpson (1998) ont utilisé des données de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR) pour étudier la discrimination salariale à l'encontre des minorités visibles. Ils constatent que, sauf pour les hommes de race noire, il n'y a pas de discrimination salariale statistiquement significative pour les membres des minorités visibles nés au pays. Ils concluent que les différences de salaire existent surtout chez les immigrants.

La présente étude met à jour et complète le travail de Wannell et Caron (1994b) en utilisant plusieurs techniques économétriques et les panels des END utilisables depuis peu pour réexaminer la situation en matière de salaire et d'expérience de travail des groupes d'équité en matière d'emploi par rapport à la population en général.

---

3 D'autres raisons expliquant la participation plus faible au marché du travail et les taux de chômage plus élevés des membres des groupes d'équité en matière d'emploi sont données dans la présentation des résultats de Wannell et Caron (1994a).

4 de Silva (1997), p. 35.

3. L'analyse multivariée pour la vérification de la discrimination

La littérature relative à la discrimination économique est remplie de controverses, découlant en partie de ce que la plupart des études sont fondées sur un seul modèle comportant un ensemble particulier d'hypothèses restrictives. Dans l'application la plus courante des tests à plusieurs variables à la discrimination salariale, l'équation traditionnelle des salaires ou des revenus est utilisée. Une série de mesures de chacune des caractéristiques pertinentes pour la productivité servent de variables indépendantes. Soit ces variables sont complétées par une variable binaire qui permet d'évaluer un absolu fixe ou une pénalité proportionnelle que subissent les membres de la sous-population contre laquelle la discrimination s'exerce, soit on estime deux ensembles complets de coefficients pour calculer les différences de rémunération associées à toutes les caractéristiques.

Il existe au moins trois sources inter reliées de problèmes qui rendent confus les résultats de ces vérifications de la discrimination :

- la *censure* : l'absence d'observations sur les salaires des non-employés peut provoquer un biais et rendre inefficace les estimations des équations uniques[5];

- la *sélection* : les personnes qui n'ont pas d'emploi ont peut-être moins de goût que les autres pour le marché du travail, ou moins de compétences professionnelles, ou les deux, ce qui fausse les résultats quant aux paramètres comportementaux estimés pour la population dans son ensemble[6];

- les *variables omises* : il n'existe pas de liste de variables dérivées d'une enquête susceptible de saisir précisément toutes les dimensions qui contribuent à la productivité. Ces omissions provoquent des biais dans les paramètres estimés représentant les effets de la discrimination. Le problème de la sélection peut également être considéré comme un problème de variables omises, étant donné que les observations sur les personnes sans emploi ne comportent pas de valeur positive pour le salaire ou la rémunération[7].

---

5 Voir, par exemple, Maddala (1983), chap. 6.
6 Voir Maddala (1983), chap. 9.
7 Voir, par exemple, Berndt (1991), parmi d'autres.

En conséquence de ces problèmes, les modèles ne peuvent peut-être pas offrir de résultats définitifs sur les nombreuses hypothèses soulevées dans la documentation, y compris les différences de productivité entre les sous-populations, les différences d'élasticité de l'offre de travailleurs et la viabilité de la discrimination dans les secteurs d'activité non concurrentiels.

La plupart des sources de données sur les revenus sont sujettes à ces problèmes, les données des Enquêtes nationales auprès des diplômés utilisées pour le présent article ne faisant pas exception. Voici comment ces problèmes se manifestent surtout dans les données des END :

- les variables omises sont, d'abord et avant tout, les mesures de la qualité des études et de l'intelligence, des capacités ou des compétences. Les END ne mesurent pas la qualité de l'instruction et mesurent peu et de façon très indirecte seulement l'intelligence, les capacités et les compétences;

- les comparaisons dans le temps comportent un biais de sélection, résultant de l'attrition associée à la perte d'observations dans la deuxième phase parce qu'il est impossible de savoir où se trouvent les répondants;

- le contraire, l'accrétion, résulte de l'obtention d'un grade supérieur et de l'entrée dans la population active et/ou de l'obtention d'un emploi à temps plein;

- le nombre d'observations est parfois faible, surtout pour les Autochtones et les personnes à activité limitée.

L'attrition comme l'accrétion peuvent fausser les résultats. L'attrition constitue probablement un problème plus important que l'accrétion dans les échantillons utilisés dans la présente étude, à la fois en ce qui a trait au nombre de personnes et aux solutions existantes[8].

Le problème des petits nombres est endémique dans les études de ce type, qui exigent que les comparaisons soient effectuées entre la population majoritaire et une série de groupes beaucoup

[8] Voir Vella (1998) pour une enquête récente.

plus petits. À partir de l'expérience dont font état Wannell et Caron (1994a), parmi d'autres, on peut s'attendre à ce que certains modèles fournissent des résultats incohérents, en particulier pour les très petites populations de l'échantillon, comme les Autochtones et les personnes à activité limitée.

3.1 Moindres carrés ordinaires et variables binaires

Le modèle le plus restrictif de vérification de la possibilité de discrimination, une seule équation pour toute la population qui comprend une variable binaire pour les minorités visibles, oblige à affecter aux variables relatives à la productivité des coefficients identiques pour les deux populations. L'effet de la discrimination sur les salaires ou les revenus est évalué par le coefficient de la variable binaire additive et est interprété comme la différence entre les coordonnées à l'origine pour les deux populations. En d'autres mots, il faut que tous les autres coefficients de l'équation des revenus soient les mêmes pour les deux populations. Cela signifie, par exemple, que le rendement de l'éducation est supposé être le même, ou doit être le même, pour les groupes d'équité et pour le reste de la population.

Dans les variantes de ce modèle, ces restrictions sont assouplies pour certains des coefficients, ou pour tous les coefficients, des variables explicatives de l'équation des revenus. Johnson et Stafford (1974) et Hirsch et Leppel (1992) ont supposé que certaines variables indépendantes avaient un ensemble commun de coefficients, tandis qu'un sous-ensemble de variables choisies a priori interagissait avec la variable binaire de la sous-population. Link et Ratledge (1975) ont estimé des équations de régression distinctes pour les deux groupes, en calculant des estimations de l'équivalence en matière de revenus de la discrimination évaluée à la moyenne respective des groupes.

Nous avons effectué des régressions des MCO comme point de départ pour déterminer quelle partie des écarts de revenu peut être attribuée à la discrimination sur le marché du travail canadien, en ne tenant pas compte pour le moment de l'existence éventuelle de problèmes dans les données qui ne respectent par les hypothèses sous-jacentes du modèle des MCO.

3.2 L'approche de Jackson-Lindley

Le modèle le plus couramment utilisé pour l'estimation de l'ampleur de la discrimination salariale ou en matière de revenus a été élaboré par Blinder (1973) et par Oaxaca (1973)[9]. Ce modèle a remplacé l'approche de la variable binaire simple dans la plupart des écrits depuis sa publication en 1973. En bref, ce modèle est une équation des salaires ou des revenus de forme log-linéaire traditionnelle :

$$Ln(Y) = ßX \qquad (1)$$

où Y représente le taux salarial ou les revenus, X est un vecteur des variables représentant les caractéristiques personnelles liées à la productivité (années de scolarité, expérience, etc.) et ß est un vecteur de coefficients. On dérive les estimations des moindres carrés en appliquant les équations séparément aux groupes « favorisés » et « défavorisés »; la différence en logarithme des revenus peut être décomposée en effet de la différence de caractéristiques, pondérée par les coefficients, et la différence de coefficients appliquée aux valeurs moyennes des caractéristiques. La portion des différences de salaires résultant de différences de caractéristiques peut par conséquent être « retranchée », ne laissant que l'effet de la discrimination à l'état pur, résultant des différences entre la rémunération accordée par les employeurs aux deux populations pour les diverses caractéristiques qui contribuent à la productivité.

Un problème de type indiciaire est associé à cette procédure, découlant de ce que chacune des deux populations a son propre ensemble de coefficients et de valeurs moyennes des caractéristiques individuelles. Deux estimations de la différence des revenus logarithmiques peuvent donc être calculées à partir d'un seul ensemble de données.

Une procédure appliquée par Jackson et Lindley (1989) contourne ce problème en faisant interagir les caractéristiques de la population « défavorisée » avec une variable binaire dans une équation pour l'ensemble de la population. Cette formule est utilisée par Wannell et Caron (1994a). Comme celle de Blinder-Oaxaca, l'approche de Jackson et Lindley utilise un modèle qui répartit les différences entre les groupes défavorisés et la population en différences de

[9] Voir Berndt (1991, p. 182-184) pour une description plus détaillée.

caractéristiques régissant la rémunération et différences de valeur marchande de ces caractéristiques. Mais ce modèle comporte, parmi les variables indépendantes, une grandeur « pure » attribuable à la discrimination sous la forme des coordonnées à l'origine de la variable binaire[10].

3.3 Procédure de Heckman

La procédure de Heckman s'attaque au problème de la censure ou des données qui manquent de façon non aléatoire. Si la discrimination existe, ou si les entrants éventuels pensent qu'elle existe, cela peut avoir des répercussions sur les taux d'emploi et de participation au marché du travail ainsi que sur le niveau du revenu. En ce qui a trait à l'offre de travailleurs, en particulier des femmes, il existe une documentation considérable sur cette question et sur ses répercussions pour l'estimation des équations des revenus. S'il y a censure des données, il est impossible de tenir pour acquis que les termes d'erreur de l'équation des MCO seront distribués normalement et les estimations des coefficients seront faussées.

Plusieurs techniques proposées pertinentes pour le problème de l'estimation de la discrimination à l'endroit des groupes minoritaires ont vu le jour. Certaines sont analogues aux modèles en une étape décrits ci-dessus. Ce qui a été qualifié d'« études de deuxième génération » va au-delà de ces modèles en traitant explicitement les fonctions d'utilité et les variables non observables, de même que les problèmes de censure, de sélection et d'omission de variables[11].

Un seul de ces modèles de « deuxième génération » – de loin le plus couramment employé dans la recherche publiée récemment – sera utilisé dans la présente étude. Le modèle conçu par Heckman (1979) suppose l'estimation d'une équation de la probabilité de faire partie de la population active sur plusieurs déterminants. Le « rapport inverse de Mills » est calculé à partir de la distribution des termes d'erreur de l'estimation probit de l'équation, puis inclus comme variable indépendante dans une équation de régression des moindres carrés ordinaires classique

[10] Bien que Jackson et Lindley considèrent les coordonnées à l'origine du groupe minoritaire comme un indicateur plus ou moins « pur » de la discrimination, il faut remarquer que celles-ci incluent également les effets des différences de rémunérations sur la catégorie omise dans chacun des ensembles de variables binaires inclus dans la régression.

[11] Voir Berndt (1991), p. 617 et suiv., et Killingsworth (1983), chap. 4.

pour expliquer les revenus. Dans notre cas, le probit, ou équation de sélection, est basé sur le fait d'avoir un emploi ou non (chômage et hors de la population active) et nous vérifions la présence d'un biais de sélection[12].

3.4 Régression inverse

Outre l'un ou l'autre de ces modèles, il existe une autre possibilité dans laquelle on considère que la discrimination se manifeste non sous la forme d'une rémunération inférieure pour les membres de la population « défavorisée », après que les différences de caractéristiques ont été prises en compte, mais sous l'angle de la productivité supplémentaire qu'un membre de cette population doit fournir pour obtenir les mêmes revenus.

Cet autre modèle conduit à une procédure connue sous le nom de « régression inverse », dans laquelle les caractéristiques des revenus et de la productivité échangent leurs rôles de valeurs dépendantes et indépendantes par rapport à la traditionnelle « régression avant »[13]. Pour l'estimation, la variable dépendante est la somme pondérée des caractéristiques individuelles, les poids étant les coefficients estimés de la régression avant. En utilisant à la fois la régression inverse et la régression avant, il est possible de calculer d'autres estimations de l'étendue de la discrimination dans la dimension des revenus. On a avancé que ces estimations encadrent la véritable valeur, qui se trouve quelque part entre elles.

Les partisans de la régression inverse font remarquer que, étant donné que les variables explicatives dans les régressions avant, comme les années d'études et l'expérience de travail, sont souvent difficiles à mesurer avec précision, il faut mieux employer ces mesures comme variables dépendantes. Goldberger (1984) montre que, si les hypothèses relatives à la structure causale sont acceptables, la régression inverse peut l'être aussi. En outre, Racine et Rilstone (1995) montrent dans une étude récente utilisant des données canadiennes que les incohérences apparentes entre les résultats des régressions inverses et directes peuvent être éliminées au moyen d'une procédure non paramétrique.

---

12 Voir, p. ex., Dolton et Makepeace (1987) pour d'autres précisions sur l'interprétation des résultats de cette procédure.

13 Voir Link et Ratledge (1975), p. 191 et Maddala (1983), p. 459.

3.5 Effets constants

Le modèle des effets constants s'attaque au problème des caractéristiques non observées, comme les capacités ou la qualité de l'instruction, dans les équations des salaires ou du revenu. Ce modèle permet à l'enquêteur d'éliminer l'incidence de ces variables non observées en se servant de données de panels qui incluent de multiples observations d'individus dans le temps, comme celles que produisent les Enquêtes nationales auprès des diplômés. En bref, ce modèle est fondé sur les différences dans le temps dans un modèle statique élémentaire, comme l'équation traditionnelle du revenu[14]. On suppose que la magnitude des caractéristiques individuelles non observées demeure constante entre des moments adjacents. Elles sont « retranchées » de l'équation et il nous reste les effets des changements dans les variables mesurées sur les changements dans la variable dépendante[15].

[14] Étant donné qu'il n'est pas facile de se renseigner sur le modèle des effets constants, même dans certains des principaux manuels courants d'économétrie, une explication plus détaillée de la méthode est donnée à l'annexe A. Griliches et coll. (1978) et Chamberlain (1978) présentent toutefois les effets constants dans le traitement du problème des variables omises.

[15] Voir Jakubson (1986a et 1986b).

4. Données, concepts et définitions[16]

La présente étude utilise les données de trois panels des Enquêtes nationales auprès des diplômés (END), qui recueillent auprès de diplômés d'université, de collège et d'école de formation professionnelle et de métiers canadiens des données sur leurs caractéristiques et de l'information relative au marché du travail. Nous prenons appui sur des travaux antérieurs relatifs à l'expérience sur le marché du travail des groupes d'équité en matière d'emploi – minorités visibles, Autochtones et personnes à activité limitée – fondés sur l'Enquête nationale de 1992 effectuée auprès des diplômés d'université, de collège ou d'école de métiers ou de formation professionnelle de 1990. Dans la présente étude, nous offrons une perspective longitudinale, en comparant l'expérience des diplômés de 1990 appartenant aux groupes d'équité en matière d'emploi deux et cinq ans après l'obtention de leur diplôme, ainsi qu'une vue transversale, en comparant l'expérience des cohortes de 1990 et de 1995 deux ans après l'obtention du diplôme.

Les Enquêtes nationales auprès des diplômés

Les Enquêtes nationales auprès des diplômés (END), parrainées par Développement des ressources humaines Canada et menées par Statistique Canada, sont expressément conçues en vue d'obtenir des renseignements sur le rapport entre l'éducation et la formation et l'activité du marché du travail, l'expérience à long terme des diplômés sur le marché du travail, l'emploi, le salaire, la profession et les expériences d'études et diplômes supplémentaires des diplômés. Les END portent sur les individus ayant obtenu un diplôme ou un certificat d'une école de métier, d'un collège professionnel et technique (ou d'un cégep) ou d'une université, et qui habitaient toujours au Canada au moment de l'enquête. Les END sont représentatifs de la population sous-jacente de diplômés au Canada.

Contexte

Statistique Canada a tenu une première enquête en 1978, laquelle traitait de l'expérience sur le marché du travail des diplômés de 1976 des universités et des collèges communautaires du Canada. En 1984, Statistique Canada a mené une enquête semblable, l'END auprès des diplômés de 1982, qui était parrainée conjointement par le Secrétariat d'État du Canada et Emploi et Immigration Canada. Cette enquête a approfondi le contenu de l'enquête précédente et a élargi la population de base afin d'inclure les diplômés des programmes de formation professionnelle et de métiers en plus des diplômés des collèges communautaires et des universités.

Depuis 1982, quatre cohortes de diplômés ont été sondées. Les participants de chaque cohorte ont été interviewés deux et cinq ans après l'obtention de leur diplôme.

[16] Le matériel de cette section est en grande partie repris de Wannell et Caron (1994a).

4. Données, concepts et définitions[16]

La présente étude utilise les données de trois panels des Enquêtes nationales auprès des diplômés (END), qui recueillent auprès de diplômés d'université, de collège et d'école de formation professionnelle et de métiers canadiens des données sur leurs caractéristiques et de l'information relative au marché du travail. Nous prenons appui sur des travaux antérieurs relatifs à l'expérience sur le marché du travail des groupes d'équité en matière d'emploi – minorités visibles, Autochtones et personnes à activité limitée – fondés sur l'Enquête nationale de 1992 effectuée auprès des diplômés d'université, de collège ou d'école de métiers ou de formation professionnelle de 1990. Dans la présente étude, nous offrons une perspective longitudinale, en comparant l'expérience des diplômés de 1990 appartenant aux groupes d'équité en matière d'emploi deux et cinq ans après l'obtention de leur diplôme, ainsi qu'une vue transversale, en comparant l'expérience des cohortes de 1990 et de 1995 deux ans après l'obtention du diplôme.

Les Enquêtes nationales auprès des diplômés

Les Enquêtes nationales auprès des diplômés (END), parrainées par Développement des ressources humaines Canada et menées par Statistique Canada, sont expressément conçues en vue d'obtenir des renseignements sur le rapport entre l'éducation et la formation et l'activité du marché du travail, l'expérience à long terme des diplômés sur le marché du travail, l'emploi, le salaire, la profession et les expériences d'études et diplômes supplémentaires des diplômés. Les END portent sur les individus ayant obtenu un diplôme ou un certificat d'une école de métier, d'un collège professionnel et technique (ou d'un cégep) ou d'une université, et qui habitaient toujours au Canada au moment de l'enquête. Les END sont représentatifs de la population sous-jacente de diplômés au Canada.

Contexte

Statistique Canada a tenu une première enquête en 1978, laquelle traitait de l'expérience sur le marché du travail des diplômés de 1976 des universités et des collèges communautaires du Canada. En 1984, Statistique Canada a mené une enquête semblable, l'END auprès des diplômés de 1982, qui était parrainée conjointement par le Secrétariat d'État du Canada et Emploi et Immigration Canada. Cette enquête a approfondi le contenu de l'enquête précédente et a élargi la population de base afin d'inclure les diplômés des programmes de formation professionnelle et de métiers en plus des diplômés des collèges communautaires et des universités.

Depuis 1982, quatre cohortes de diplômés ont été sondées. Les participants de chaque cohorte ont été interviewés deux et cinq ans après l'obtention de leur diplôme.

[16] Le matériel de cette section est en grande partie repris de Wannell et Caron (1994a).

Année de l'obtention du diplôme	Première enquête	Enquête de suivi
1982	1984	1987
1986	1988	1991
1990	1992	1995
1995	1997	2000

L'Enquête de suivi (2000) auprès des diplômés de 1995 traitait également de « l'exode des cerveaux ». Ceux qui avaient obtenu leur diplôme en 1995 mais qui habitaient aux États-Unis en juin 2000 ont également été sondés dans le cadre de l'enquête.

Objectifs

Voici les principaux objectifs en matière de données d'enquête :

- Obtenir des renseignements en vue d'une analyse du marché du travail.
- Obtenir des renseignements sur le rapport entre l'éducation et la formation et les expériences des diplômés sur le marché du travail ainsi que sur les autres possibilités d'apprentissage qui leur sont accessibles.
- Élargir la base des données disponibles qui sont nécessaires pour améliorer les modèles de projection de l'offre et de la demande de professions et pour mener des études connexes concernant la rupture de l'équilibre offre-demande sur le marché du travail.
- Obtenir des données en ce qui concerne l'expérience à plus long terme des diplômés sur le marché du travail.
- Obtenir des renseignements sur l'expérience des membres des groupes cibles sur le marché du travail (tels les femmes, les minorités visibles, les autochtones et les personnes handicapées).
- Acquérir une meilleure compréhension de la transition école-travail et du rendement du capital humain.
- Acquérir une meilleure compréhension du financement de l'éducation postsecondaire.
- Recueillir de plus amples renseignements sur les questions de savoir et de compétences.

Méthodologie

Les Enquêtes nationales auprès des diplômés reposaient sur une conception d'échantillon aléatoire systématique stratifié. La population des diplômés de chacune des provinces était stratifiée en cinq niveaux d'études : formation professionnelle de métier (métiers spécialisés), formation professionnelle et de métiers (collèges), et formation universitaire de baccalauréat, de maîtrise et de doctorat. Chaque niveau était subséquemment stratifié, les diplômés des programmes de niveau collégial se partageant en neuf domaines d'études, et les diplômés de programmes professionnels de métier et de programmes universitaires constituant dix domaines d'études. Ces classifications des domaines d'études s'appuyaient sur les codes à cinq chiffres du SISCU (Système d'information statistique sur la clientèle universitaire) et du SISCCC (Système d'information statistique sur la clientèle des collèges communautaires) qui sont utilisés par Statistique Canada. L'échantillon était divisé en strates afin de veiller à ce que les niveaux de détail soient acceptables et que, par conséquent, la fiabilité des données en ce qui concerne les provinces, les niveaux d'éducation et les domaines d'études soit également acceptable.

Un échantillon total a été choisi pour chacune des cohortes de diplômés. Les intervieweurs ont tenté de communiquer avec tous les diplômés de l'échantillon, utilisant au départ les numéros de téléphone fournis par leur établissement d'études. En moyenne, 73 % des individus de l'échantillon total choisi pour chacune des cohortes ont été joints et interviewés. On a communiqué de nouveau avec ces individus afin de procéder à l'entrevue de suivi.

Année d'obtention du diplôme	Échantillon total choisi	Année de l'enquête	Échantillon utilisable (taux de réponse)
1982	49 150	1984	35 717 (73 %)
		1987	31 167
1986	53 136	1988	40 814 (77 %)
		1991	35 401
1990	51 111	1992	36 280 (71 %)
		1995	35 816
1995	61 759	1997	43 040 (70 %)
		2000	À compléter

Prière de consulter les documents suivants pour obtenir de plus amples renseignements sur la méthodologie :

Clark, Warren, Margaret Laing et Edith Rechnitzer, *La promotion de 1982 : rapport sommaire de l'Enquête nationale de 1984 auprès des diplômés de 1982*, Secrétariat d'État du Canada et Statistique Canada, 1986.

Clark, Warren, *La promotion de 1986 : compendium des résultats de l'Enquête nationale de 1988 menée auprès des diplômés de 1986 et comparaison avec l'Enquête nationale de 1984*, Emploi et Immigration Canada et Statistique Canada, 1991 numéro de catalogue LM-198E92.

Little, Don et Louise Lapierre, *La promotion de 1990; Compendium des résultats de l'Enquête nationale de 1992 menée auprès des diplômés de 1990*, Développement des ressources humaines Canada et Statistique Canada, 1996, numéro de catalogue SC-125-12-96F.

Taillon, Jacques et Mike Paju, *La promotion de 1995; Rapport de l'Enquête nationale (1997) auprès des diplômés de 1995*, Développement des ressources humaines Canada et Statistique Canada, 1999, numéro de catalogue SP-137-04-99.

Dans toute notre analyse des revenus, nous excluons les diplômés qui, l'année de l'observation, ont l'une ou l'autre des caractéristiques suivantes : les travailleurs indépendants, ceux qui gagnent moins de 5 000 $ ou qui étudient à temps plein[17].

À la suite de Wannell et Caron (1994a), nous regroupons tout au long de notre analyse les titulaires d'un diplôme collégial avec les personnes qui ont obtenu un certificat d'une école de métiers ou de formation professionnelle, utilisant le terme « collège » pour les deux groupes combinés. De même, toutes les personnes ayant obtenu un baccalauréat, une maîtrise ou un

[17] Un examen de l'emploi des travailleurs gagnant moins de 5 000 $ par année et du secteur d'activité auxquels ils appartiennent semble indiquer que dans la plupart des cas il s'agit d'erreurs de codage. Moins de 1 % de tous les diplômés ont été exclus sur cette base.

Un échantillon total a été choisi pour chacune des cohortes de diplômés. Les intervieweurs ont tenté de communiquer avec tous les diplômés de l'échantillon, utilisant au départ les numéros de téléphone fournis par leur établissement d'études. En moyenne, 73 % des individus de l'échantillon total choisi pour chacune des cohortes ont été joints et interviewés. On a communiqué de nouveau avec ces individus afin de procéder à l'entrevue de suivi.

Année d'obtention du diplôme	Échantillon total choisi	Année de l'enquête	Échantillon utilisable (taux de réponse)
1982	49 150	1984	35 717 (73 %)
		1987	31 167
1986	53 136	1988	40 814 (77 %)
		1991	35 401
1990	51 111	1992	36 280 (71 %)
		1995	35 816
1995	61 759	1997	43 040 (70 %)
		2000	À compléter

Prière de consulter les documents suivants pour obtenir de plus amples renseignements sur la méthodologie :

Clark, Warren, Margaret Laing et Edith Rechnitzer, *La promotion de 1982 : rapport sommaire de l'Enquête nationale de 1984 auprès des diplômés de 1982,* Secrétariat d'État du Canada et Statistique Canada, 1986.

Clark, Warren, *La promotion de 1986 : compendium des résultats de l'Enquête nationale de 1988 menée auprès des diplômés de 1986 et comparaison avec l'Enquête nationale de 1984,* Emploi et Immigration Canada et Statistique Canada, 1991 numéro de catalogue LM-198E92.

Little, Don et Louise Lapierre, *La promotion de 1990; Compendium des résultats de l'Enquête nationale de 1992 menée auprès des diplômés de 1990,* Développement des ressources humaines Canada et Statistique Canada, 1996, numéro de catalogue SC-125-12-96F.

Taillon, Jacques et Mike Paju, *La promotion de 1995; Rapport de l'Enquête nationale (1997) auprès des diplômés de 1995,* Développement des ressources humaines Canada et Statistique Canada, 1999, numéro de catalogue SP-137-04-99.

Dans toute notre analyse des revenus, nous excluons les diplômés qui, l'année de l'observation, ont l'une ou l'autre des caractéristiques suivantes : les travailleurs indépendants, ceux qui gagnent moins de 5 000 $ ou qui étudient à temps plein[17].

À la suite de Wannell et Caron (1994a), nous regroupons tout au long de notre analyse les titulaires d'un diplôme collégial avec les personnes qui ont obtenu un certificat d'une école de métiers ou de formation professionnelle, utilisant le terme « collège » pour les deux groupes combinés. De même, toutes les personnes ayant obtenu un baccalauréat, une maîtrise ou un

[17] Un examen de l'emploi des travailleurs gagnant moins de 5 000 $ par année et du secteur d'activité auxquels ils appartiennent semble indiquer que dans la plupart des cas il s'agit d'erreurs de codage. Moins de 1 % de tous les diplômés ont été exclus sur cette base.

doctorat sont regroupées en une seule catégorie appelée « diplômés d'université ». Ces regroupements permettent une certaine analyse par grands types d'études, tout en ne divisant pas l'échantillon si finement que le problème déjà important de sa petitesse est encore aggravé.

Le *Règlement sur l'équité en matière d'emploi* qui accompagne la *Loi sur l'équité en matière d'emploi* de 1986[18] résout la question de savoir qui inclure dans chacun des groupes désignés. Bien que cette loi et les méthodologies prescrites servant à déterminer quels sont les membres des groupes cibles aient été révisées en 1996, la législation antérieure était en vigueur à l'époque de l'END de 1992, c'est-à-dire au moment où les renseignements relatifs à l'identification ont été recueillis. Le règlement de 1996 précise les notions suivantes :

- ***Minorités visibles*** – personnes, autres que les Autochtones, qui ne sont ni des Blancs ni de race caucasienne.
- ***Autochtones*** – Indiens, Inuits ou Métis.
- ***Personnes handicapées (ou à activité limitée)*** – personnes qui :
  - ont une déficience mentale, psychiatrique ou sensorielle, des difficultés d'apprentissage ou un handicap physique persistant;
  - se considèrent comme, ou croient qu'un employeur ou un employeur éventuel les considérerait comme, défavorisées en matière d'emploi en raison d'un des handicaps dont il est question au sous-paragraphe ci-dessus.

Le Groupe de travail interministériel sur les données d'équité en matière d'emploi opérationnalise les concepts définis dans le Règlement. Les données sur les minorités visibles et les Autochtones proviennent du Recensement de la population, tandis que les données sur les personnes handicapées proviennent de l'Enquête sur la santé et les limitations d'activité (ESLA) de Statistique Canada (1993).

Les membres des minorités visibles sont repérés surtout par la question du Recensement sur l'appartenance ethnique (« À quel(s) groupe(s) ethnique(s) ou culturel(s) les ancêtres (du

[18] Le Groupe de travail interministériel sur les données d'équité en matière d'emploi, 1993.

répondant) appartenaient-ils? »). Le Groupe de travail a préparé une liste de réponses qui correspondent aussi étroitement que possible à la définition conceptuelle. Il faut remarquer que les répondants peuvent donner plus d'une réponse, c'est-à-dire une réponse multiple. En cas de réponse multiple, la personne est classée membre d'une minorité visible si l'une ou l'autre de ses réponses correspond à l'une des réponses de la liste. Les renseignements sur l'origine ethnique sont complétés par de l'information sur le lieu de naissance (p. ex., Haïti) ou la langue maternelle (p. ex., hindi), qui vraisemblablement indique l'appartenance à une minorité visible.

De même, les Autochtones sont repérés par la question du Recensement sur l'appartenance ethnique. Ainsi, toute réponse unique ou multiple ayant rapport aux Amérindiens, aux Inuits, aux Métis ou à une Première Nation en particulier, ou encore au nom d'une bande indienne fait considérer le répondant comme un Autochtone.

Comme nous l'avons fait remarquer ci-dessus, les personnes handicapées sont repérées au moyen de l'ESLA. L'ESLA est une enquête postérieure au Recensement qui vise à recueillir auprès des répondants des données sur la nature et la gravité de leur handicap, ainsi que sur les problèmes associés aux handicaps. Le handicap est établi au moyen d'une série de 15 questions environ. L'échantillon de l'ESLA est en partie stratifié selon une séquence-filtre de quatre questions du Recensement de la population. Environ 20 % des personnes possiblement handicapées d'après cette séquence ne répondent pas à la définition de l'incapacité de l'ESLA. À l'inverse, environ 5 % de celles qui répondent non à toutes les questions de filtrage du Recensement sont par la suite considérées comme handicapées par l'ESLA.

Les questions des Enquêtes nationales auprès des diplômés de 1992 et de 1997 servant à déterminer qu'un répondant appartient à un groupe désigné ne concordent pas exactement avec les définitions opérationnelles du Groupe de travail interministériel. Une des différences a trait à la formulation de la question sur l'appartenance ethnique des END. Alors que la question du Recensement porte sur les antécédents culturels ou ethniques des ancêtres du répondant, la question des END porte sur les antécédents du répondant. Dans l'ensemble, cette différence apparemment mineure a de grandes répercussions sur la quantité de réponses multiples : 18 %

dans les END contre 32 % pour un groupe similaire de répondants du Recensement[19]. Paradoxalement, le taux de réponses multiples est plus élevé pour les minorités visibles dans les END (16 %) que dans le Recensement (13 %).

L'autre différence entre le codage de l'appartenance à une minorité visible dans le Recensement et dans les END, c'est l'utilisation du pays de naissance ou de la langue maternelle pour compléter la question sur l'origine ethnique. Comme nous l'avons mentionné ci-dessus, le Recensement utilise ces variables pour attraper certains des membres des minorités visibles que la question sur l'appartenance ethnique peut avoir laissé échapper. Cette option n'existe pas dans les END, étant donné que la langue maternelle n'est pas saisie pour les langues autres que l'anglais et le français, et que le lieu de naissance n'est pas saisi du tout. Puisque ces étapes représentent 5 % environ des membres de minorités visibles du Recensement, l'estimation dans les END de la représentation des minorités visibles est vraisemblablement plus faible dans la même proportion.

En ce qui concerne les personnes handicapées, les END utilisent quatre questions-filtres du Recensement plutôt que la séquence-filtre beaucoup plus longue de l'ESLA. Bien que cette façon de procéder ait du sens dans le cadre d'une enquête déjà très longue comme les END, cela conduit à des estimations des personnes handicapées qui diffèrent considérablement de la définition officielle de l'ESLA. Pour tenir compte de cette différence, nous utilisons le terme personne à activité limitée dans le présent article plutôt que le terme personne handicapée.

[19] Le groupe de comparaison du Recensement comprend les diplômés de collège communautaire et d'université pondérés à nouveau de manière que la distribution par âge soit à peu près la même que celle des répondants des END.

5. Représentation, participation et taux d'emploi

Avant d'en arriver aux tests économétriques de la discrimination, nous présentons une série de tableaux croisés qui résument ce que les données brutes nous apprennent sur les différences observées entre les populations des minorités visibles et leurs homologues dans le reste de la population. Nous divisons l'échantillon en deux groupes : les diplômés d'université et les diplômés de collège. Les diplômés d'université ont obtenu un grade de bachelier, de maître ou de docteur. Les diplômés de collège ont obtenu un diplôme d'un programme ou d'une école de métiers ou de formation professionnelle.

Une des difficultés éventuelles des données longitudinales, comme celles des END, c'est le problème de l'attrition, c'est-à-dire de la disparition des répondants initiaux au cours des phases subséquentes de l'enquête. À l'annexe D, nous analysons et vérifions les effets de l'attrition. Nous en sommes venus à la conclusion que l'attrition a des effets négligeables sur les comparaisons des revenus.

Dans la présente section, nous présentons des tableaux croisés décrivant les activités sur le marché du travail de diplômés d'université et de collège qui font partie d'un groupe d'équité.

5.1 Taux de représentation

L'analyse des taux de représentation donne une certaine idée de la distribution des diplômés des groupes désignés dans les divers niveaux et domaines d'études, et les différentes régions du pays. Des différences importantes dans ces répartitions illustrent l'importance de tenir compte de ces caractéristiques lorsqu'il s'agit d'évaluer s'il semble y avoir discrimination salariale.

5.1.1 Diplômés d'université

Les taux de représentation de ce groupe désigné, présentés au tableau 1, résultent de la division du nombre de personnes du groupe par la population totale. Les non-réponses, c'est-à-dire les personnes pour lesquelles l'appartenance au groupe désigné est inconnue, et les cas où l'appartenance ethnique est « autre » sont exclus du numérateur et du dénominateur de ces calculs.

Quelque 8,2 % des diplômés d'université de 1990 appartenaient à des minorités visibles en 1995, ce qui constitue une diminution par rapport au taux de représentation de 9,4 % pour la même cohorte en 1992. Cette diminution indique que le taux d'attrition des membres des minorités visibles dans l'échantillon est plus grand que pour l'ensemble de l'échantillon des diplômés d'université. Comme nous le mentionnons à l'annexe D, une partie de ce taux d'attrition relativement élevé provient peut-être de ce que les étudiants appartenant à des minorités visibles sont plus susceptibles que les autres d'être des étudiants étrangers qui viennent au Canada munis d'un visa pour étudier. Ces étudiants sont plus susceptibles que les autres de quitter le pays après leurs études et, par conséquent, d'être exclus de l'échantillon. Les taux d'attrition chez les étudiants munis d'un visa sont estimés à plus de 50 %, mais parce que ces étudiants sont inégalement identifiés dans les divers secteurs de compétences et les divers établissements, tenter de les exclure de l'analyse causerait probablement plus de problèmes que cela n'en résoudrait[20].

Les diplômés d'université appartenant à une minorité visible sont relativement fortement représentés parmi les titulaires d'un grade de 2e ou de 3e cycle, allant de 8 % à 10 % au premier cycle universitaire à 14 % à 24 % au doctorat pour les diverses années d'observation. Il y a beaucoup plus de membres des minorités visibles dans les sciences naturelles et le génie que dans les arts et les sciences sociales. Le taux de représentation des minorités visibles s'accroît, en général, d'est en ouest, ce qui correspond en gros à l'établissement des immigrants récents et à la répartition des minorités visibles dans le pays. Les taux de représentation vont de 3 %, grosso modo, dans les provinces de l'Atlantique à près de 24 % en Colombie-Britannique dans l'enquête de 1997 sur les diplômés de 1995.

Les taux de représentation des Autochtones diplômés d'université sont demeurés stables, à 1,2 %, entre 1992 et 1995, ce qui indique que l'attrition dans l'échantillon des Autochtones est comparable à celle du reste de la population universitaire. Dans les données de 1997 sur les diplômés de 1995, le taux de représentation des Autochtones a toutefois chuté à 0,9 %.

---

20 Les renseignements sur la possession d'un visa proviennent des données dont font état les établissements d'enseignement et ne sont pas vérifiés auprès de chacun des répondants. Les établissements du Québec ne fournissent pas de données sur la possession d'un visa et, dans les autres provinces et territoires, la déclaration semble varier selon les établissements. Il faut effectuer d'autres recherches sur la qualité de la variable possession d'un visa.

Tableau 1 **Taux de représentation des groupes d'équité en matière d'emploi chez les diplômés d'université, 1992, 1995 (cohorte de 1990) et 1997 (cohorte de 1995)**

	Minorités visibles			Autochtones			Activité limitée		
	1992	*1995*	*1997*	*1992*	*1995*	*1997*	*1992*	*1995*	*1997*
Nombre faisant partie des groupes d'équité (en milliers)	11,9	10,0	16,4	1,6	1,5	1,5	4,8	5,0	6,9
Nombre total de diplômés (en milliers)	126,0	122,2	157,1	126,0	122,2	157,1	126,0	122,2	157,1
Taux de représentation des groupes d'équité (%)	9,4	8,2	10,4	1,2	1,2	0,9	3,8	4,1	4,4
Niveau d'études									
Baccalauréta/1er grade professionnel	8,9	7,9	9,9	1,4	1,3	1,0	3,9	4,0	4,3
Maîtrise	11,4	9,4	12,5	0,6*	0,5*	0,5*	3,5	4,4	4,7
Doctorat	17,0	14,3	24,1	—	—	—	3,0	4,1	5,1
Domaine d'études									
Aucun/inconnu	9,8	9,1	10,0	2,1*	—	1,0*	4,8*	4,6*	6,0*
Éducation	3,7	3,6	4,4	1,7*	1,8*	1,4*	3,5	4,7	4,8
Beaux-arts et sciences humaines	7,0	6,3	7,3	1,2*	1,4*	—	5,1	5,4	4,9
Commerce, économie et droit	9,5	7,7	12,7	—	—	—	3,3	2,8*	2,4*
Autres sciences sociales	6,9	5,9	8,1	1,9	1,7*	1,4*	4,9	5,7	6,1
Sciences agricoles et biologiques	14,8	12,8	14,8	0,8*	—	0,6*	2,2*	2,5*	4,4
Génie	18,7	16,6	19,3	0,9*	—	—	2,2*	1,8*	2,8*
Médecine et autres sciences de la santé	12,9	11,1	13,1	1,0*	0,8*	—	4,4	4,2*	4,0
Mathématiques et sciences physiques	18,1	16,1	24,5	—	—	—	3,3	2,1*	3,5*
Province/région									
Atlantique	3,3	2,7	2,8	1,1*	1,1*	1,4*	4,5	4,6	6,5
Québec	6,8	5,6	5,7	1,0*	1,1*	—	2,5	2,4	2,3
Ontario	11,1	9,6	12,7	0,8*	0,9*	—	3,7	4,0	5,0
Manitoba	7,9	7,2	8,1	3,2*	2,9*	2,6*	6,0	5,2	4,3
Saskatchewan	4,1*	2,5*	7,3*	5,8	4,9*	4,3	4,9	7,0	6,1
Alberta	9,8	8,8	11,5	1,7*	1,4*	1,4*	6,3	5,6	6,1
Colombie-Britannique et Territoires	14,7	13,3	23,5	1,0*		—	4,1	4,9	4,9

Note : L'astérisque (*) indique des données peu fiables, dont le coefficient de variation (CV) se situe entre 16 % et 33 %.
Les tirets (—) indiquent qu'il est impossible de faire état des données parce que le CV est supérieur à 33 %.

La population autochtone qui poursuit des études de 2e et de 3e cycles est trop petite pour que des estimations fiables soient possibles. De même, il est difficile de fournir des taux fiables de représentation régionale des Autochtones en raison de la petitesse de l'échantillon, mais il semble que ces taux soient relativement élevés dans les provinces des Prairies.

Les taux de représentation des personnes à activité limitée sont passés de 3,8 % à 4,1 % entre 1992 et 1995, ce qui indique un taux d'attrition plus faible que la moyenne. Il semble que les

taux de représentation des personnes à activité limitée augmentent avec le temps selon le niveau d'études atteint. Dans l'enquête de 1992 sur la cohorte de 1990, les taux de représentation diminuaient à mesure que le niveau d'études augmentait, mais s'accroissaient dans l'enquête de 1997 sur les diplômés de 1995. Les taux de représentation des personnes à activité limitée sont plus élevés dans les sciences sociales, l'éducation et les beaux-arts et les sciences humaines. Les taux de représentation des personnes à activité limitée sont inférieurs à la moyenne au Québec; ils sont à leur maximum dans les provinces de l'Atlantique, puis en Saskatchewan et en Alberta.

5.1.2 Diplômés de collège

Les taux de représentation des membres des minorités visibles diplômés de collège sont un peu plus faibles que ceux des diplômés d'université, mais en général plus élevés chez les Autochtones et les personnes à activité limitée. Les taux de représentation des groupes désignés sont en général plus élevés pour les certificats et les diplômes professionnels que pour les certificats et les diplômes des collèges, la seule exception étant les minorités visibles en 1997.

La comparaison des cohortes de diplômés de 1990 et de 1995 des enquêtes de 1992 et de 1997 montre qu'il y a eu diminution importante des taux de représentation des minorités visibles et des Autochtones dans les programmes de collège, ceux-ci passant de 8,7 % à 6,7 % pour les minorités visibles et de 2,8 % à 2,3 % pour les Autochtones. Dans le cas des minorités visibles, une partie de cette réduction est compensée par l'accroissement des taux de représentation dans la population universitaire mais, pour les Autochtones, le taux de représentation dans la population universitaire a également diminué entre la cohorte de 1990 et celle de 1995. À supposer que la proportion des Autochtones dans le groupe d'âge des 18 à 24 ans n'ait pas beaucoup changé, la diminution des inscriptions à des études postsecondaires, ou de l'obtention d'un diplôme d'études postsecondaires, que cela implique doit être étudiée davantage.

Les domaines d'études que privilégient les membres des minorités visibles inscrits à des programmes collégiaux sont similaires aux domaines des programmes universitaires, la représentation en génie et dans les autres domaines connexes aux mathématiques étant relativement élevée. Ici encore, la petitesse des échantillons de la population autochtone fait qu'il est difficile de tirer des conclusions sur les tendances en matière de domaines d'études. Chez les personnes à activité limitée, toutefois, l'observation de 1997 de la cohorte de 1995 indique un

resserrement remarquable des taux de représentation autour de la moyenne générale pour tous les domaines d'études, aucun taux de représentation ne s'écartant de plus d'un point du taux de représentation global moyen de 7,1 %. Ce pourcentage correspond à une augmentation importante des taux de représentation en sciences de la santé, en sciences naturelles et en gestion et administration.

Tableau 2 **Taux de représentation des groupes d'équité en matière d'emploi chez les diplômés de collège, 1992, 1995 (cohorte de 1990) et 1997 (cohorte de 1995)**

	Minorités visibles			Autochtones			Activité limitée		
	1992	*1995*	*1997*	*1992*	*1995*	*1997*	*1992*	*1995*	*1997*
Nombre faisant partie des groupes d'équité (milliers)	8,7	7,8	9,4	2,9	2,5	3,2	6,6	7,8	10,0
Nombre total de diplômés (milliers)	100,6	99,8	140,7	100,6	99,8	140,7	100,6	99,8	140,7
Taux de représentation des groupes d'équité (%)	8,7	7,8	6,7	2,8	2,5	2,3	6,5	7,8	7,1
Niveau d'études									
Certificat et diplôme professionnel	9,6	8,8	6,3	3,9	3,3	2,3	8,6	10,3	7,3
Certificat et diplôme collégial	8,0	7,1	7,0	2,1	2,0	2,2	4,9	5,8	7,0
Domaine d'études									
Arts et sciences humaines	8,6	8,5	9,0	3,1	3,1	2,1*	7,6	9,7	7,5
Sciences de la santé	7,9	6,0	7,1	1,5*	1,4*	2,0*	4,2	5,0	6,9
Autres techniques de génie	11,0	8,3	6,0	1,8*	—	1,8*	6,0*	4,3*	6,6
Électronique, mathématiques et informatique	14,6	12,6	8,9	1,2*	—	0,9*	5,6	4,9*	7,0
Génie mécanique et des structures	8,0	6,2*	3,5	3,9*	2,5*	2,5	7,5	4,4*	6,5
Sc. naturelles et industries primaires	2,2*	1,8*	1,9*	3,6*	1,9*	2,0*	3,7*	4,5*	7,1
Sciences sociales et services	5,2	5,3	4,4	4,1	3,4*	3,4	6,9	8,5	7,9
Secrétariat et marchandisage	11,3	6,6*	7,8	3,1*	—	2,8	6,5*	2,5*	7,2
Gestion et administration	9,5	7,9	8,6	2,4*	2,3*	2,1	5,1	6,2	6,6
Province/région									
Atlantique	1,0*	1,3*	1,3	1,8	1,7	2,6	6,3	6,3	6,9
Québec	4,6	3,7	4,3	1,7*	1,5*	0,8*	3,1	3,6	4,4
Ontario	11,4	10,3	7,3	2,4	2,3	1,8*	6,3	8,4	8,2
Manitoba	6,6	5,6	6,1	6,9	6,4	7,9	9,4	9,8	9,7
Saskatchewan	1,5*	1,4*	1,6*	7,3	6,6	7,1	5,9	8,4	9,8
Alberta	8,0	6,9	8,3	4,6	3,7	3,4	9,2	10,8	9,2
Colombie-Britannique et Territoires	13,8	12,7	15,5	3,1	2,6*	4,4	9,0	9,6	9,3

Note : L'astérisque (*) indique des données peu fiables, dont le coefficient de variation (CV) se situe entre 16 % et 33 %.
Les tirets (—) indiquent qu'il est impossible de faire état des données parce que le CV est supérieur à 33 %.

Les taux de représentation régionaux sont semblables en gros aux tendances observées pour les diplômés d'université. Les membres des minorités visibles sont relativement rares dans les provinces de l'Atlantique et c'est en Colombie-Britannique qu'ils sont le plus nombreux. Il y a plus d'Autochtones diplômés de collège dans les provinces de l'Ouest qu'ailleurs au pays. Les taux de représentation des personnes à activité limitée parmi les diplômés de collège sont relativement élevés en Ontario et dans les provinces de l'Ouest.

5.2 Taux de participation au marché du travail

Les tableaux 3 et 4 présentent les taux de participation au marché du travail des membres de groupes d'équité qui ont terminé un programme universitaire ou collégial en 1990 ou en 1995. Les taux de participation des groupes d'équité en matière d'emploi sont les résultats de la division de la somme des personnes ayant un emploi et des personnes sans emploi de chacun des groupes par la population de ce groupe. Les répondants dont la situation par rapport au marché du travail ou aux groupes désignés n'est pas connue ne sont pas inclus dans les calculs.

5.2.1 Diplômés d'université

En général, les différences entre les taux de participation des membres des groupes d'équité et la population totale sont plutôt faibles, bien qu'il semble y avoir un écart croissant pour les personnes à activité limitée. Alors que l'écart entre les taux de participation des personnes à activité limitée et la population totale était de 3 points en 1992, il est de 7 points dans les observations de 1997 sur la cohorte de 1995. Les différences de taux de participation n'indiquent pas nécessairement de la difficulté à accéder au marché du travail. Les personnes qui ne participent pas au marché du travail peuvent être des chercheurs d'emploi découragés, mais d'autres raisons peuvent expliquer la non-participation, y compris la poursuite d'études de 2^{e} et de 3^{e} cycles, entre autres.

Les taux de participation pour les membres des minorités visibles et les personnes à activité limitée diplômés d'université tombent en général sous ceux de la population totale des diplômés, tandis que les taux des diplômés autochtones sont supérieurs à la moyenne globale.

Tableau 3 **Taux de participation des diplômés d'université appartenant à un groupe d'équité en matière d'emploi, 1992, 1995 (cohorte de 1990) et 1997 (cohorte de 1995)**

	Minorités visibles			Autochtones			Activité limitée			Population totale		
	1992	*1995*	*1997*	*1992*	*1995*	*1997*	*1992*	*1995*	*1997*	*1992*	*1995*	*1997*
Taux global de participation	88,3	94,8	86,3	95,0	95,9	92,1	89,4	90,4	83,6	92,5	94,7	90,7
Taux global d'inscriptions	7,7	0,1	0,1	3,2	0,3	0,0	3,6	4,3	0,0	4,6	0,1	0,0
Sexe												
Homme	87,0	94,0	85,4	97,6	92,9	91,5	91,4	94,7	81,6	92,8	96,1	90,1
Femme	89,7	95,8	87,3	93,6	97,3	93,6	87,9	87,9	86,7	92,4	93,5	91,5
Province/région												
Atlantique	84,2	92,0	89,5	100,0	100,0	93,9	91,1	91,4	87,8	93,3	94,3	89,9
Québec	86,9	94,4	85,4	90,8	93,9	68,0*	86,7	95,6	87,3	91,9	94,7	91,6
Ontario	89,3	94,7	88,8	100,0	96,9	98,8	89,8	87,9	79,3	92,6	94,6	90,5
Manitoba	83,0	95,0	81,9	100,0	100,0	84,3	89,2	88,6	85,6	92,7	95,0	90,0
Saskatchewan	79,1	98,7	86,4	92,6	96,6	90,5	84,7	88,2	88,1	92,9	95,5	92,3
Alberta	83,3	96,3	87,0	91,6	92,9	100,0	91,7	92,8	84,1	93,1	95,0	91,3
Colombie-Britannique et Territoires	91,8	95,0	82,4	85,6	92,0	100,0	89,4	91,2	86,3	92,6	94,6	88,2

Note : L'astérisque (*) indique des données peu fiables, dont le coefficient de variation (CV) se situe entre 16 % et 33 %.

En général, les taux de participation semblent varier plus pour les hommes que pour les femmes dans les enquêtes à l'étude, mais il semble par ailleurs y avoir peu de tendances apparentes. Globalement, la diminution des taux de participation entre la cohorte de 1990 observée en 1992 et la cohorte de 1995 observée en 1997 semble avoir constitué un phénomène légèrement plus fort chez les hommes que chez les femmes, certainement en tous cas pour les Autochtones et les personnes à activité limitée. Les taux de participation des hommes à activité limitée, deux ans après l'obtention de leur diplôme, ont chuté de près de 10 points entre 1992 et 1995, tandis que les taux des femmes à activité limitée n'ont chuté que d'un peu plus de 1 %.

5.2.2 Diplômés de collège

Les tendances relatives aux taux de participation des diplômés de collège membres d'un groupe d'équité, présentées au tableau 4, sont similaires à celles qui sont observées pour les diplômés d'université, les différences entre les sexes étant plus prononcées chez les diplômés de collège. À la différence des diplômés d'université autochtones, cependant, les diplômés de collège autochtones ont en général des taux de participation inférieurs à la moyenne globale, bien que dans l'observation en 1997 de la cohorte de 1995, une grande partie de l'écart eût disparue.

Tableau 4 **Taux de participation des diplômés de collège appartenant à un groupe d'équité en matière d'emploi, 1992, 1995 (cohorte de 1990), et 1997 (cohorte de 1995)**

	Minorités visibles			Autochtones			Activité limitée			Population totale		
	1992	*1995*	*1997*	*1992*	*1995*	*1997*	*1992*	*1995*	*1997*	*1992*	*1995*	*1997*
Taux global de participation	92,6	94,3	89,5	90,1	89,3	92,0	86,3	82,7	83,6	94,9	94,2	93,4
Taux global d'inscription	3,0	0,9	0,1	3,6	0,8	0,0	1,3	9,2	0,0	1,4	0,8	0,1
Sexe												
Homme	93,6	95,1	87,0	95,3	93,2	89,2	86,3	83,4	79,8	96,5	96,5	91,7
Femme	91,7	93,4	92,4	86,6	86,9	95,5	86,3	82,2	87,8	93,6	92.5	95,4
Province/région												
Atlantique	91,1	98,1	95,4	90,9	80,5	90,3	83,9	80,4	87,5	95,5	93,8	94,3
Québec	92,1	94,5	87,2	89,0	97,3	91,6	84,7	92,2	78,4	94,3	94,5	92,3
Ontario	91,5	94,6	89,8	91,8	91,0	92,5	80,6	76,7	80,3	94,6	94,5	93,7
Manitoba	93,3	91,8	97,5	92,8	85,5	92,9	88,1	87,1	93,1	96,1	94,8	96,6
Saskatchewan	88,2	93,9	100,0	85,5	84,2	94,0	90,7	83,1	91,3	95,7	93,9	96,6
Alberta	92,4	92,4	88,3	80,9	94,9	92,7	89,6	90,5	92,3	94,2	94,6	95,2
Colombie-Britannique et Territoires	94,9	94,2	90,2	96,7	83,5	90,8	93,1	84,0	86,7	95,9	93,4	92,8

La comparaison des deux cohortes en 1992 et en 1997 montre que les taux de participation des hommes ont chuté de près de cinq points, alors que les taux de participation des femmes ont augmenté de près de deux points. Ces tendances globales se répètent dans les groupes d'équité, les taux de participation des hommes diminuant en gros de six points entre 1992 et 1997 et les taux de participation des femmes augmentant d'un point et demi ou plus. Ce qui précisément est à la source de ces modifications des taux de participation au marché du travail ne sera pas examiné en détail dans le présent article, mais les tendances sociales générales à la formation tardive d'une famille et à la diminution des taux de natalité expliquent peut-être une partie de l'accroissement des taux de participation des femmes.

5.3 Taux d'emploi

Les tableaux 5 et 6 présentent les taux d'emploi des diplômés d'université et de collège, pour la population des groupes d'équité ainsi que pour la population des diplômés dans son ensemble. En général, les taux d'emploi ont augmenté pendant la période de 1992 à 1997, et l'amélioration de la conjoncture économique est évidente à la fois pour les groupes d'équité et pour l'ensemble des diplômés.

5.3.1 Diplômés d'université

Une augmentation importante de l'emploi pour la cohorte des diplômés d'université de 1990 s'est de toute évidence produite de trois à cinq ans après l'obtention du diplôme, les taux augmentant d'au moins cinq points pendant cette période de trois ans. Les taux d'emploi des groupes d'équité ont connu des augmentations similaires à celles de la population en général, la croissance de l'emploi étant particulièrement forte pour les membres des minorités visibles. Une partie de cette augmentation est probablement due à l'amélioration générale de la conjoncture économique, mais la plus grande partie semble découler de la nature des premières années sur le marché du travail. La comparaison des cohortes de 1990 et de 1995 deux après l'obtention du diplôme fournit une mesure de l'incidence de l'amélioration de la conjoncture économique sur les taux d'emploi des diplômés récents. Cette comparaison révèle une augmentation de moins de deux points, pour l'ensemble et pour chacun des groupes d'équité. Ces résultats semblent indiquer que la plus grande partie de l'accroissement des taux d'emploi de la cohorte de 1990 entre 1992 et 1995 est attribuable à l'augmentation de l'expérience de cette cohorte sur le marché du travail plutôt qu'à l'amélioration de la conjoncture économique.

Les taux d'emploi des minorités visibles ont augmenté de près de huit points, passant de 3,5 points sous la moyenne générale à la quasi-égalité avec l'ensemble de la population. Pour la cohorte de 1990 comme pour celle de 1995, toutefois, les taux d'emploi deux ans après l'obtention du diplôme sont peu élevés par comparaison à la population totale. Ces deux observations combinées semblent indiquer que les membres des minorités visibles font peut-être face à une instabilité ou à des obstacles plus grands lorsqu'ils arrivent sur le marché du travail, mais que ceux-ci diminuent à mesure qu'ils acquièrent de l'expérience sur le marché du travail.

Les taux d'emploi des Autochtones de la cohorte de 1995 en 1997, en particulier des Autochtones de sexe masculin diplômés d'université, est soit une anomalie statistique soit un problème important. Plusieurs facteurs semblent indiquer que l'anomalie statistique est l'explication la plus vraisemblable : le taux d'emploi des Autochtones de sexe féminin en 1997 est comparable à celui de 1992, le problème semble limité à l'Ontario et il n'y a pas de tendance semblable chez les diplômés de collège.

Tableau 5 **Taux d'emploi des diplômés d'université appartenant à un groupe d'équité en matière d'emploi, 1992, 1995 (cohorte de 1990) et 1997 (cohorte de 1995)**

	Minorités visibles			Autochtones			Activité limitée			Population totale		
	1992	*1995*	*1997*	*1992*	*1995*	*1997*	*1992*	*1995*	*1997*	*1992*	*1995*	*1997*
Taux pour l'ensemble de la population	85,9	93,6	86,8	88,6	93,7	77,0	86,1	91,2	87,5	89,4	94,2	91,1
Sexe												
Homme	85,5	92,9	87,4	86,9	92,6	70,9	87,7	90,6	86,5	89,4	94,1	91,1
Femme	86,3	94,4	86,1	89,6	94,3	90,9	84,9	91,5	89,2	89,3	94,3	91,1
Domaine d'études												
Aucun/inconnu	88,3	83,9	89,5	93,0	100,0	72,9*	78,8	82,9	86,4	87,2	91,9	90,0
Éducation	88,7	98,7	97,6	87,2	95,1	94,5	91,7	94,1	96,2	92,0	97,0	94,3
Beaux-arts et sc. humaines	78,9	92,9	82,3	91,5	98,5	---	80,7	87,6	81,8	85,9	90,2	87,3
Comm., économie et droit	88,3	97,9	83,7	91,4	95,3	70,1*	93,8	87,2	93,1	90,3	95,6	91,2
Autres sciences sociales	92,7	92,2	79,8	87,7	89,6	66,2*	79,8	93,6	80,4	87,8	93,8	89,6
Sc. agricoles et biologiques	78,0	88,2	82,3	74,3*	100,0	89,2	55,3*	91,5	72,3	85,4	90,4	85,1
Génie	84,1	93,3	93,7	68,0*	70,2*	97,7	94,0	92,1	89,8	89,0	94,9	94,1
Médecine et autres sciences de la santé	88,6	94,5	88,5	100,0	90,7	82,0*	99,1	93,1	91,5	95,4	96,7	93,9
Mathématiques et sciences physiques	83,6	91,8	89,5	100,0	100,0	71,5*	87,0	92,9	95,3	89,7	93,8	91,5
Province/région												
Atlantique	73,8	84,8	87,3	82,1	91,1	90,8	81,2	86,3	86,1	87,0	91,6	87,9
Québec	81,9	91,9	88,4	88,0	94,6	100,0	82,0	90,3	89,4	87,1	92,7	91,7
Ontario	85,4	94,5	83,9	89,6	100,0	---	84,2	94,0	87,2	89,7	95,4	90,7
Manitoba	89,3	93,3	90,0	92,7	90,7	87,8	92,6	97,1	94,1	91,9	95,0	92,6
Saskatchewan	90,7	98,0	97,0	81,3	85,6	95,4	89,6	83,8	92,3	92,9	94,9	94,2
Alberta	88,1	95,4	89,1	94,4	87,6	92,2	93,9	91,9	85,6	91,3	95,3	92,6
Colombie-Britannique et Territoires	91,7	93,1	89,1	93,0	92,0	94,5	88,9	87,3	85,5	91,4	93,8	90,6

Note : L'astérisque (*) indique des données peu fiables, dont le coefficient de variation (CV) se situe entre 16 % et 33 %.
Les tirets (---) indiquent qu'il est impossible de faire état des données parce que le CV est supérieur à 33 %.

Les taux d'emploi des diplômés d'université à activité limitée sont relativement stables, à trois points sous la moyenne globale dans chacune des enquêtes étudiées. Bien que les taux d'emploi selon le sexe, le domaine d'études et la province et la région varient d'une enquête à l'autre, peu de tendances stables sont évidentes. Parmi les provinces, le Manitoba se distingue parce que le taux d'emploi des personnes à activité limitée y est particulièrement élevé. De nouveau, la petitesse des échantillons oblige à considérer toute conclusion avec prudence, mais la constatation soulève des questions intéressantes sur la possibilité que les attitudes et les politiques varient d'une province à une autre et aient un effet mesurable sur les taux d'emploi.

Tableau 6 **Taux d'emploi des diplômés de collège membres d'un groupe d'équité en matière d'emploi, 1992, 1995 (cohorte de 1990) et 1997 (cohorte de 1995)**

	Minorités visibles			Autochtones			Activité limitée			Population totale		
	1992	1995	1997	1992	1995	1997	1992	1995	1997	1992	1995	1997
Taux pour l'ensemble de la population	82,7	88,2	81,9	76,4	84,8	83,3	81,4	84,3	79,5	86,0	90,7	88,1
Sexe												
Homme	79,7	89,7	83,4	70,0	78,8	81,4	76,9	84,7	81,3	83,9	89,9	87,6
Femme	85,6	86,6	80,4	81,2	88,8	85,6	85,4	84,1	77,7	87,8	91,3	88,5
Domaine d'études												
Arts et sciences humaines	81,2	86,5	83,3	76,6	82,0	79,9	80,9	81,3	72,3	82,6	87,8	86,6
Sciences de la santé	97,5	92,8	92,5	98,6	96,0	95,1	91,3	94,6	84,3	96,0	96,8	92,8
Autres techniques de génie	77,3	89,2	93,9	64,0*	100,0	82,6	72,7	83,5	84,2	84,4	92,0	90,3
Électronique, mathématiques et informatique	77,7	90,6	82,3	77,0*	100,0	86,6	80,2	97,4	79,7	87,8	93,8	88,8
Techniques de génie mécanique et des structures	79,3	78,6	82,3	57,6*	82,9	74,9	65,0	88,0	86,5	79,0	91,4	86,8
Sciences naturelles et industries primaires	81,1	81,5	96,1	61,9*	77,1*	77,0	77,9	91,9	79,5	84,9	91,1	89,1
Sciences sociales et services	87,3	92,3	79,8	80,8	94,8	92,2	89,7	90,3	84,4	89,9	94,3	91,8
Secrétariat et marchandisage	81,5	91,2	72,1	76,2	81,2*	75,8	80,8	88,6	76,8	86,0	91,4	81,2
Gestion et administration	82,0	89,8	76,5	76,4	80,1	78,1	79,2	82,8	71,5	89,0	93,0	86,1
Province/région												
Atlantique	83,2	81,2	82,4	67,6	81,7	77,1	74,2	80,7	76,9	77,5	82,1	82,2
Québec	79,4	80,1	66,1	69,6	80,5	85,2	85,3	80,3	79,2	86,0	89,0	85,9
Ontario	80,6	88,3	84,5	81,0	89,1	86,2	79,3	82,2	74,2	87,1	92,4	88,8
Manitoba	85,3	94,9	93,3	69,4	80,5	85,9	80,0	87,4	88,4	87,4	92,2	94,3
Saskatchewan	100,0	100,0	88,4	64,5	79,1	87,6	77,5	84,5	89,8	87,8	92,0	94,4
Alberta	84,2	85,0	88,6	79,8	84,4	84,4	89,5	88,5	90,7	89,0	92,7	93,9
Colombie-Britannique et Territoires	86,3	91,2	87,2	80,5	85,2	78,8	80,8	87,0	80,5	86,1	92,3	89,5

Note : L'astérisque (*) indique des données peu fiables, dont le coefficient de variation (CV) se situe entre 16 % et 33 %.

5.3.2 Diplômés de collège

Globalement, les taux d'emploi des diplômés de collège sont en gros de trois points inférieurs à ceux de leurs homologues diplômés d'université dans les deux panels des END examinés ici. Les taux d'emploi des diplômés de collège appartenant à un groupe d'équité sont cependant inférieurs, en gros, de cinq points au moins à ceux de leurs homologues diplômés d'université. Cette différence importante entre les diplômés d'université et de collège membres d'un groupe d'équité est évidente pour les hommes comme pour les femmes. Cette constatation semble indiquer que les membres des groupes d'équité qui terminent des études au collège font face à

des obstacles à l'emploi relativement plus grands que les diplômés d'université. On ne sait pas encore si la discrimination systématique fait partie de ces obstacles.

L'augmentation abrupte du taux d'emploi qui se produit pour les diplômés d'université membres d'une minorité visible entre la deuxième et la cinquième année après l'obtention de leur diplôme survient pour les diplômés de collège, bien que le phénomène soit limité en grande partie aux hommes. La comparaison des cohortes de diplômés de collège de 1990 et de 1995 montre que le taux d'emploi de la cohorte de 1995 de diplômés de collège appartenant à une minorité visible était légèrement inférieur à celui de 1990, alors que les taux d'emploi globaux avaient augmenté.

Les taux d'emploi des femmes autochtones sont constamment plus élevés que ceux des hommes; les différences sont particulièrement grandes pour la cohorte de 1990 en 1992 et en 1995. La comparaison des deux cohortes deux ans après l'obtention du diplôme montre que le taux d'emploi des membres de la cohorte de 1995 en 1997 est supérieur de 7 points à celui de leurs homologues de la cohorte de 1990.

Dans le cas des personnes à activité limitée, les taux d'emploi de la cohorte de 1990 ont connu une hausse en même temps que la moyenne générale de 1992 à 1995, mais les taux d'emploi deux ans après l'obtention du diplôme ont diminué pour la cohorte de 1995 par rapport à la cohorte de 1990.

Dans l'ensemble, les taux d'emploi des diplômés de collège membres d'un groupe d'équité sont beaucoup plus faibles que ceux de l'ensemble de la population, d'habitude de cinq points. Cette constatation semble indiquer que les jeunes membres des groupes d'équité font face à des obstacles à l'emploi beaucoup plus importants que leurs pairs du reste de la population des collèges. Certains éléments indiquent que, pour les membres des minorités visibles et les Autochtones, ces obstacles s'effritent avec l'expérience, comme en témoigne l'augmentation relativement importante du taux d'emploi entre la deuxième et la cinquième année après l'obtention du diplôme. Chez les personnes à activité limitée, toutefois, les taux d'emploi ont augmenté entre la deuxième et la cinquième année après l'obtention du diplôme, mais pas aussi rapidement que dans l'ensemble de la population.

5.4 Résumé sur la participation et l'emploi

Cet examen des taux d'emploi bruts pour les groupes d'équité et l'ensemble de la population des diplômés semble indiquer que les obstacles à la participation au marché du travail sont un peu plus grands pour les membres des groupes d'équité que pour le reste de la population.

Les taux de participation des membres des groupes d'équité sont en général légèrement inférieurs à ceux du reste de la population, l'écart le plus considérable pour les trois groupes d'équité se retrouvant chez les personnes à activité limitée et les diplômés de collège. La grande exception, ce sont les diplômés d'université autochtones dont les taux de participation sont supérieurs à la moyenne.

Les taux d'emploi pour tous les groupes d'équité sont uniformément inférieurs à la moyenne globale pour les trois années des observations, à la fois pour les diplômés d'université et les diplômés de collège. Les taux d'emploi des diplômés de collège appartenant à un groupe d'équité sont d'au moins 2,5 points inférieurs à la moyenne générale. Cela signifie aussi, évidemment, que les taux de chômage des diplômés de collège membres d'un groupe d'équité sont supérieurs d'au moins 2,5 points à la moyenne générale.

5.5 Sources éventuelles des différences de taux de participation et d'emploi

Wannell et Caron (1994a) examinent plusieurs raisons, autres que la discrimination, pouvant expliquer pourquoi les taux de participation des groupes d'équité sont plus faibles que ceux de la population en général, en se servant des données de 1992 sur la cohorte de diplômés de 1990. Ils examinent et rejettent chacune des hypothèses suivantes :

- Les membres des minorités visibles sont, plus souvent que les autres étudiants, munis d'un visa et font par conséquent face à des obstacles juridiques et linguistiques sur le marché du travail canadien. Cependant, les étudiants détenteurs d'un visa, en tant que groupe, ont un taux d'emploi similaire à celui des autres étudiants et l'écart en matière d'emploi pour les minorités visibles existe pour les étudiants qui n'ont pas de visa comme pour ceux qui en ont un. Les difficultés linguistiques ne constituent probablement pas un obstacle important, étant donné que la capacité de terminer un programme d'études dans un établissement d'enseignement canadien exige la maîtrise de l'anglais ou du français. En outre, les personnes

dont la langue maternelle n'est ni l'anglais ni le français, et qui ne font pas partie des minorités visibles, ont en général des taux d'emploi très élevés.

- Les Autochtones peuvent vivre dans des régions où les taux de chômage sont élevés, si bien que leurs faibles taux de participation et d'emploi peuvent refléter les conditions locales du marché du travail. Puisque les END ne comporte pas d'indicateurs locaux du marché du travail plus petits que la province, il est difficile de mettre cette hypothèse à l'épreuve. Les diplômés d'université autochtones, qui habitent en général les grands centres, ont des taux d'emploi similaires à ceux des autres diplômés.

- L'employabilité des personnes à activité limitée ayant de graves handicaps peut être moindre que celle des personnes en ayant de moins graves, ou leurs périodes d'emploi peuvent être interrompues plus fréquemment, et cela peut expliquer une grande partie de la différence entre leurs taux d'emploi et de participation et ceux du reste de la population. Wannell et Caron (1994a) ont construit un indice fondé sur le nombre de limitations d'activité mentionnées par les répondants. Ils constatent que le taux de participation chute en général à mesure que le nombre de limitations augmente, mais que le taux de chômage est sans rapport avec cet indice. Ils concluent que « la gravité de la limite semble avoir un impact sur le taux de participation, mais le seul fait d'avoir une limite provoque une hausse du taux de chômage ». (p. 49) [Note du traducteur : Le texte anglais original dit plutôt que « le simple fait d'avoir une limite provoque une hausse… »]

Bien qu'il ne faille tirer aucune conclusion sans prendre en compte les facteurs connus qui contribuent à la réussite sur le marché du travail, ces chiffres bruts indiquent des différences qui méritent d'être étudiées en détail à l'aide de techniques statistiques plus perfectionnées. Nous remettons cet exercice à une recherche future et portons notre attention sur l'examen des comparaisons des revenus entre les groupes d'équité et le reste de la population. Dans le présent article, nous notons que les différences de taux de participation et d'emploi pourraient introduire un biais dans les régressions des revenus, et nous adoptons donc des modèles de régression qui suppriment les biais dans les estimations des revenus reliés aux obstacles qui s'opposent à la réussite des membres des groupes d'équité sur le marché du travail.

6. Comparaisons des revenus

Qu'est-ce que les données brutes indiquent sur les différences entre les revenus des membres des groupes d'équité et ceux de la population en général? Le ratio des revenus exprime la moyenne annuelle des revenus des groupes désignés en pourcentage de la moyenne annuelle des revenus de tous les diplômés. Un ratio de 100 indique qu'il y a égalité entre les deux groupes. Si les membres du groupe désigné gagnent moins, le ratio sera inférieur à 100; s'ils gagnent plus, il sera supérieur à 100. Ces calculs sont effectués à partir des revenus annuels moyens indiqués dans les enquêtes, sans correction des heures ou des semaines de travail ni d'aucun des autres facteurs associés en général aux différences de taux salariaux. Parce qu'aucun de ces facteurs n'est pris en compte, nous ne tirons pas de conclusions ici sur la possibilité que les écarts de revenu diffèrent de zéro de manière statistiquement significative, mais nous notons plutôt les cas où les différences brutes et les changements dans le temps semblent importants.

6.1 Diplômés d'université

Le tableau 7 donne le niveau moyen des revenus des membres des groupes d'équité exprimé en pourcentage des revenus moyens de tous les autres diplômés d'université, globalement et par niveau d'études. Dans l'ensemble, la caractéristique la plus remarquable du tableau, c'est l'ampleur de la diminution de la moyenne des revenus des groupes d'équité deux ans après l'obtention du diplôme par rapport au reste de la population des diplômés, en particulier pour les minorités visibles et les personnes à activité limitée. Pour le moment, nous ne faisons que signaler cette observation, l'analyse multivariée de la section suivante analysant à quel point ces diminutions sont attribuables à des facteurs mesurés.

Les membres des minorités visibles de la cohorte des diplômés de 1990 gagnent légèrement plus que les autres diplômés d'université en 1992 et en 1995, bien que les données de 1997 sur les diplômés de 1995 montrent une diminution abrupte des revenus relatifs des minorités visibles par comparaison à leurs homologues de la cohorte de 1990. Cette diminution relative par rapport à la moyenne des pairs est particulièrement forte pour les titulaires d'un baccalauréat, la réduction étant de 14 % entre les cohortes de 1990 et de 1995, mesurée dans les deux cas deux ans après

l'obtention du diplôme. Des diminutions relatives sont évidentes aussi au niveau de la maîtrise, bien que le contraire soit vrai pour le groupe comparativement petit des détenteurs d'un doctorat.

Globalement, les revenus des diplômés autochtones ne sont que légèrement inférieurs à ceux de leurs pairs. La moyenne des revenus des diplômés d'université autochtones de 1990, en 1992, était pratiquement identique à la moyenne de tous les autres diplômés, bien que dans l'enquête de suivi à cinq ans des éléments semblent indiquer que la situation s'est détériorée.

Les données pour 1992 sur les revenus relatifs des diplômés autochtones selon le grade obtenu montrent que la moyenne des revenus à chacun des niveaux d'études est plus élevée que la moyenne de tous les diplômés. Pour les trois ans, les revenus des diplômés autochtones des études avancées sont plus élevés que ceux des autres diplômés mais, en 1995 et en 1997, leurs revenus sont légèrement inférieurs à ceux des titulaires de baccalauréat, ce qui, en raison du nombre relativement élevé de personnes au baccalauréat, donne lieu à un ratio général légèrement inférieur à 1,0. Aux niveaux supérieurs, il semble que poursuivre des études de deuxième ou de troisième cycle soit plus rentable pour les Autochtones que pour le reste de la population des diplômés, mais la petitesse des échantillons et le fait de ne pas tenir compte d'autres facteurs n'incitent pas à tirer de conclusions fermes.

Tableau 7 **Ratios des revenus des diplômés d'université faisant partie d'un groupe d'équité en matière d'emploi, 1992, 1995 (cohorte de 1990) et 1997 (cohorte de 1995)**
Exprimés en proportion des revenus de tous les diplômés d'université

	Minorités visibles			**Autochtones**			**Activité limitée**		
	1992	*1995*	*1997*	*1992*	*1995*	*1997*	*1992*	*1995*	*1997*
Population totale	102,5	101,2	91,7	101,2	95,6	96,9	93,9	95,1	84,5
Niveau d'études									
Baccalauréat/1er grade professionnel	103,8	101,7	89,8	103,4	97,3	99,9	94,6	96,0	83,7
Maîtrise	92,9	96,1	84,7	112,6	106,6	108,0*	89,9	88,9	83,9
Doctorat	91,0	94,9	95,9	125,1*	103,7	127,8	109,1	93,1	88,4

Note : L'astérisque (*) indique des données peu fiables, dont le coefficient de variation (CV) se situe entre 16 % et 33 %.

Les revenus moyens des personnes à activité limitée sont un peu inférieurs à la moyenne de leurs pairs pour la cohorte de 1990, bien qu'il soit évident qu'un petit rattrapage se produit entre deux à cinq après l'obtention du diplôme. La comparaison de la cohorte de 1995 et de la cohorte de

1990 deux ans après l'obtention du diplôme révèle une diminution importante des revenus relatifs dans le cas des personnes à activité limitée. Nous verrons dans la section suivante si cette diminution relative, ainsi que celle qui est observée chez les minorités visibles, peut être expliquée par des facteurs mesurés au moyen de l'analyse multivariée.

6.2 Diplômés de collège

Le tableau 8 présente les ratios des revenus moyens pour les membres des groupes d'équité par rapport à leurs pairs diplômés de collège. Comme c'est le cas pour les étudiants d'université, l'observation la plus frappante à faire ici a trait aux diminutions abruptes des revenus relatifs des groupes minoritaires de la cohorte de 1995 deux ans après l'obtention du diplôme par comparaison à la cohorte de 1990 deux ans plus tard. La principale différence, c'est que bien que les diplômés d'université autochtones n'aient pas connu la très grande diminution constatée chez les minorités visibles et les personnes à activité limitée, les diminutions des revenus relatifs des diplômés de collège autochtones sont similaires à celles qui sont observées pour les diplômés de collège faisant partie d'une minorité visible ou pour les personnes à activité limitée. La diminution des revenus relatifs va de huit points pour les Autochtones à 10 points pour les membres des minorités visibles et à 17 points pour les personnes à activité limitée. Des tendances semblables peuvent être constatées lorsque l'échantillon est divisé en personnes ayant obtenu un certificat ou un diplôme professionnel et celles qui détiennent un certificat ou un diplôme collégial.

Tableau 8 **Ratios des revenus des diplômés de collège faisant partie d'un groupe d'équité en matière d'emploi, 1992, 1995 (cohorte de 1990) et 1997 (cohorte de 1995)**
Exprimés en proportion des revenus de tous les diplômés de collège

	Minorités visibles			Autochtones			Activité limitée		
	1992	*1995*	*1997*	*1992*	*1995*	*1997*	*1992*	*1995*	*1997*
Population totale	97,7	101,0	88,3	97,2	89,9	89,3	97,5	92,6	81,0
Niveau d'études									
Certificat/diplôme professionnel	96,7	98,0	80,8	94,0	88,8	89,8	94,6	93,0	81,9
Certificat/diplôme collégial	99,1	104,4	92,6	105,1	93,2	88,8	102,6	94,1	80,6

Les observations de 1992 sur la cohorte de 1990 montrent qu'il existe une égalité remarquable entre la moyenne des revenus des groupes d'équité et ceux du reste de la population, mais que les groupes d'équité semblent s'en tirer relativement mieux avec une formation collégiale qu'avec une formation professionnelle. Le suivi de 1995 montre que les revenus des minorités visibles se sont accrus par rapport à la moyenne, tandis que ceux des Autochtones et des personnes à activité limitée ont diminué.

7. Résultats de la régression des revenus

Les revenus personnels sont influencés par plusieurs facteurs individuels et relatifs au marché du travail, dont beaucoup, mais non tous, sont mesurés par les variables des Enquêtes nationales auprès des diplômés. Les modèles multivariables servent à isoler l'influence que chacun de ces facteurs a sur les revenus des personnes de chacun des groupes, indépendamment de l'influence des autres facteurs. D'autres caractéristiques considérées comme importantes pour la réussite sur le marché du travail, comme les aptitudes à la communication ou au travail d'équipe, l'attitude et la conscience professionnelle, et les différences générales de capacités qui peuvent être saisies partiellement par la moyenne des notes obtenues pendant les études, par exemple, ne sont pas observées. L'absence de ces variables entraîne certains problèmes d'interprétation des résultats, si elles sont corrélées d'une certaine manière avec les groupes d'équité, étant donné qu'elles pourraient expliquer certaines différences de revenus liées à la productivité. Les variables non observées posent un problème particulier lorsque le chercheur veut déterminer qu'il y a discrimination salariale, parce que les préjugés de l'employeur ou les biais fondés sur la couleur de la peau, l'origine ethnique ou les limitations d'activité ne peuvent pas non plus être directement observés. Les estimations des écarts de revenu associés aux groupes minoritaires incluent donc toute portion des caractéristiques non observées corrélées à l'appartenance à un groupe d'équité, de même que la discrimination salariale associée à cette appartenance.

En ayant à l'esprit les limites associées aux caractéristiques non observées, on peut utiliser une construction spéciale de modèle multivariable pour vérifier l'hypothèse selon laquelle les groupes d'équité sont traités différemment sur le marché du travail. Nous examinons plusieurs constructions de ce genre pour évaluer si les différents ensembles d'hypothèses intégrées dans les divers modèles arrivent aux mêmes conclusions en matière de discrimination. En général, ces modèles ne peuvent pas prouver qu'il y a discrimination salariale à l'endroit des groupes d'équité sur le marché du travail canadien. Mais ils peuvent fournir la preuve de l'existence *possible* de la discrimination, si les différences entre les revenus diffèrent de zéro de façon statistiquement significative.

Un ensemble commun de variables explicatives a été utilisé pour les diverses méthodes. Cet ensemble comprend, outre la variable binaire pour l'appartenance à un groupe d'équité, l'âge, le

sexe, le niveau d'études atteint, le domaine d'études, la région, l'indicateur de période d'emploi à temps plein de plus de trois ans avant l'inscription, le nombre moyen d'heures de travail, l'emploi dans la fonction publique, deux indicateurs de la migration provinciale des étudiants pendant leurs études et après l'obtention du diplôme, la situation matrimoniale et un indicateur de la présence d'enfants. Il faut remarquer que les données des END fournissent un ensemble limité de contrôles pour les caractéristiques qui pourraient avoir une incidence sur les revenus. Les caractéristiques que les employeurs considèrent couramment comme désirables, y compris l'aptitude à la communication, la capacité de travailler en équipe, la conscience professionnelle, la persévérance et le désir d'apprendre, ne sont pas bien mesurées. De même, les revenus peuvent être liés à la réputation du collège ou de l'université où les études ont été effectuées, ou encore au rang dans la classe ou à la moyenne des notes du diplômé, ou à une autre indication de la productivité réelle ou éventuelle du diplômé. Si l'un ou l'autre de ces facteurs non observés est corrélé avec l'appartenance à un groupe d'équité, un biais est introduit dans les estimations des écarts de revenu entre les groupes d'équité et le reste de la population. Pour cette raison, nous hésitons à dire que la discrimination sur le marché du travail est la cause sous-jacente des différences statistiquement significatives de revenus des groupes d'équité.

7.1 Moindres carrés ordinaires et variables binaires

Le tableau 9 présente les estimations par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) des coefficients sur les variables binaires associées aux groupes d'équité d'une équation de régression sur le logarithme naturel des revenus annuels. Chacune des cellules du tableau provient d'une régression distincte comportant une variable binaire ayant une valeur de 1 si la personne est membre du groupe d'équité indiqué et de 0 si ce n'est pas le cas.

Des régressions séparées ont été effectuées pour la population universitaire et la population collégiale de chacun des groupes d'équité. Par souci de simplicité, nous ne faisons pas état des résultats complets des régressions ici, mais choisissons de mettre l'accent sur les différences estimées entre les revenus associées à l'appartenance à un groupe d'équité[21].

[21] Nous rappelons aux lecteurs que dans l'approche de la variable binaire, les estimations du coefficient sur toutes les autres variables explicatives sont dans les faits égales pour toutes les sous-populations incluses dans la régression.

Tableau 9 Coefficients de régression des moindres carrés ordinaires sur les variables binaires pour les groupes d'équité en matière d'emploi, 1992, 1995 (cohorte de 1990) et 1997 (cohorte de 1995)

	Minorités visibles			Autochtones			Activité limitée		
	1992	*1995*	*1997*	*1992*	*1995*	*1997*	*1992*	*1995*	*1997*
Diplômés d'université	-0,016	-0,024	-0,029	-0,053	0,017	-0,013	-0,054	-0,021	-0,087*
Diplômés de collège	-0,032*	-0,044*	-0,078*	-0,023	-0,100*	-0,068*	-0,055*	-0,064*	-0,092*

Note : L'astérisque (*) indique que le résultat est statistiquement significatif au seuil de 0,05.

Étant donné que la rémunération logarithmique constitue la variable dépendante de chacune des régressions, les coefficients sur la variable binaire du groupe d'équité peuvent être interprétés comme la différence en pourcentage entre les revenus associés à chacun des groupes d'équité et le reste de la cohorte des diplômés. Par exemple, l'équation des revenus pour les diplômés d'université en 1992 indique que, après que les autres facteurs ont été pris en compte, être membre d'une minorité visible est associé à des revenus inférieurs de 1,6 % à la moyenne générale. La moyenne des revenus des membres d'un groupe d'équité détenteurs d'un diplôme universitaire tend à être plus faible que celle de leurs pairs, après que les autres facteurs observés pouvant avoir des répercussions sur la productivité ont été pris en compte. Ce n'est que dans le cas des personnes à activité limitée en 1997, dont les revenus estimés sont inférieurs de 8,7 % à la moyenne générale, que le résultat diffère de zéro de manière statistiquement significative à un seuil de confiance de 0,05.

D'après les résultats obtenus pour les diplômés de collège, les revenus des membres d'un groupe d'équité indiquent généralement que la discrimination est possible plus que les résultats pour les diplômés d'université. Les estimations des coefficients sur les variables binaires des groupes d'équité sont uniformément négatives et diffèrent de zéro de manière statistiquement significative dans huit cas sur neuf. Pour les minorités visibles comme pour les personnes à activité limitée, les estimations sont statistiquement significatives aux trois moments dans le temps. Après que les autres facteurs ont été pris en compte, les minorités visibles de la cohorte des diplômés de 1990 gagnaient 3,2 % de moins que leurs pairs en 1992 et l'écart avait atteint 4,4 % en 1995, après trois années de plus sur le marché du travail. Pour la cohorte des diplômés de 1995, l'appartenance à une minorité visible est associée à une rémunération inférieure de 7,8 % à celle des autres diplômés de collège, après que les autres facteurs ont été pris en compte.

Les diplômés de collège autochtones de la classe de 1990 gagnaient 10,0 % de moins que leurs pairs en 1995, alors que le manque à gagner en 1992 était de 2,3 % et impossible à distinguer d'une différence zéro. La différence estimée en 1997 entre les revenus des Autochtones et ceux de leurs pairs diplômés de collège en 1995 était de 6,8 %, et elle est statistiquement différente zéro à un seuil de confiance de 0,05.

Les diplômés de collège à activité limitée membres de la promotion de 1990 gagnaient 5,5 % de moins que leurs pairs en 1992, l'écart ayant augmenté à 6,4 % en 1995. Les personnes à activité limitée de la cohorte de 1995 gagnaient 9,2 % de moins en 1997 que les autres personnes dont les caractéristiques observées étaient par ailleurs similaires.

En résumé, il semble que la différence est importante et statistiquement significative entre les revenus des diplômés de collège appartenant à des groupes d'équité et le reste de la population. Dans tous les cas, la différence s'accroît avec l'expérience sur le marché du travail et dans toutes les cohortes avec le temps comme l'indiquent les mesures effectuées deux ans après l'obtention du diplôme.

Les estimations des MCO ne tiennent pas compte des biais éventuels résultant de l'impossibilité d'observer les revenus des chômeurs et de ceux qui ne participent pas au marché du travail. Le modèle de Heckman que nous verrons dans la section suivante évalue ces biais éventuels et les corrige, mais les résultats des MCO ne nous autorisent pas à rejeter la possibilité d'une discrimination salariale associée aux groupes d'équité.

7.2 L'approche de Jackson-Lindley

Dans le modèle de Jackson-Lindley, contrairement au modèle des MCO avec variable binaire, les coefficients associés à d'autres caractéristiques relatives au revenu n'ont pas à être les mêmes pour le groupe d'équité et le reste de la population. En se servant de termes d'interaction pour toutes les variables indépendantes de l'équation des revenus, cette approche divise la différence entre les revenus moyens des deux groupes en deux composantes. La première est qualifiée de composante expliquée ou des caractéristiques. Elle saisit la différence de revenus résultant des différences entre les caractéristiques relatives aux revenus de chaque groupe. Par exemple, si dans un groupe il y a plus de diplômés ayant un grade avancé ou ayant obtenu un diplôme dans

un domaine d'études où les salaires sont élevés, on s'attend à ce qu'ils gagnent plus et cette différence est saisie par la composante des caractéristiques. La deuxième composante, le coefficient ou composante résiduelle, saisit les différences dans la manière dont les caractéristiques de chaque groupe sont rémunérées. Si un groupe est moins bien traité pour plusieurs caractéristiques différentes, cette différence de traitement devient plus évidente.

Dans l'interprétation de ce modèle, il faut que plusieurs conditions soient satisfaites pour que la discrimination sur le marché du travail soit impossible à réfuter. Un modèle qui inclut la possibilité de rémunérations différentes pour un groupe désigné explique mieux les revenus moyens qu'un modèle similaire qui n'isole pas le groupe désigné. (Un test F pour ajouter une variable binaire pour le groupe désigné et un ensemble complet de termes d'interaction est significatif à un seuil de 0,05.)

- L'effet global des écarts de rémunération pour le groupe désigné – la composante coefficient – est négatif.
- Net de toutes les autres caractéristiques, un effet négatif devrait être associé à l'appartenance au groupe désigné.
- Certains éléments devraient indiquer que des caractéristiques sont rémunérées différemment, l'explication la plus évidente étant la discrimination. (Il devrait y avoir des termes d'interaction négatifs qui ne sont pas facilement attribuables à d'autres modèles de comportement du marché du travail.)

Les lecteurs doivent se souvenir que, selon des travaux récents, la taille et la signification des coefficients sur les variables binaires, y compris la variable pour les groupes désignés, varient en fonction du choix des groupes de référence pour toutes les variables binaires incluses dans la régression. Pour cette raison, l'ordre de grandeur de ces coefficients échappe à l'interprétation et nous ne considérons que le signe du coefficient comme indication possible de la discrimination sur le marché du travail.

Tableau 10 Modèle des revenus des diplômés de collège et d'université appartenant à une minorité visible, 1992, 1995 (cohorte de 1990) et 1997 (cohorte de 1995)

Diplômés d'université	**1992**	**1995**	**1997**
Différence entre le groupe désigné et tous les autres :	0,005	0,003	0,002
• Due aux caractéristiques	0,022	0,028	0,030
• Due aux coefficients	-0,017*	-0,025*	-0,028*
Coefficient des coordonnées à l'origine du groupe désigné	0,483*	0,396	1,074*
Test F pour ajouter les variables du groupe désigné	3,90*	2,03*	3,93*
Groupes désignés dont la rémunération est plus faible	Provinces de l'Atlantique	Déménagé dans une autre province pour études; travaille encore là	Sciences agricoles et biologiques
	Québec	Québec	Commerce, économie et droit
	Fonction publique	Provinces de l'Atlantique	Beaux-arts et sciences humaines
Groupes désignés dont la rémunération est plus élevée	Faculté de l'éducation	Faculté de l'éducation	Un parent a grade postsecondaire
	Expérience avant obtention du diplôme > 3 ans	Beaux-arts et sciences humaines	Déménagé dans une autre province pour études; travaille encore là
	Beaux-arts et sciences humaines	Expérience antérieure à l'obtention de diplôme > 3 ans	Faculté de l'éducation
Diplômés de collège			
Différence entre le groupe désigné et tous les autres :	-0,009*	-0,004*	-0,033*
• Due aux caractéristiques	0,024*	0,041*	0,046*
• Due aux coefficients	-0,033*	-0,044*	-0,079*
Coefficient des coordonnées à l'origine du groupe désigné	-0,369	-0,111	0,446
Test F pour ajouter les variables du groupe désigné	1,99*	2,16*	3,08*
Groupes désignés dont la rémunération est plus faible	Génie mécanique et des structures	Québec	Sciences sociales et services
	Prairies	Provinces de l'Atlantique	Autres technologies de génie
	C.-B. et Territoires	Génie mécanique et des structures	Sciences naturelles et industries primaires
Groupes désignés dont la rémunération est plus élevée	Sciences naturelles et industries primaires	Sciences naturelles et industries primaires	Un parent a un grade postsecondaire
	Un parent a un grade postsecondaire	Provinces de l'Atlantique	Marié
	Femmes	Sciences sociales et services	Québec

Note : L'astérisque (*) indique la signification au seuil de 0,05 pour les coefficients.

Il est tenu compte de chacun de ces points dans les tableaux récapitulatifs suivants, dans lesquels un astérisque est accolé à une valeur statistiquement significative à un seuil de 0,05. La différence de revenus entre les groupes est la différence entre le logarithme des revenus de chacun des groupes, qui indique la différence en pourcentage entre les groupes. Dans le premier tableau, par exemple, les revenus logarithmiques des minorités visibles moins les revenus logarithmiques des autres égale 0,0348 pour 1992 : les minorités visibles gagnent environ 3,5 % de moins que les autres diplômés d'université.

La composante coefficient indique l'effet net du traitement différentiel sur le marché du travail. Par exemple, comme l'indique le tableau 10, les minorités visibles gagnent 1,7 % de moins que les autres en raison de différences dans la façon dont le marché du travail rémunère leurs caractéristiques par comparaison au reste de la population. Les « coordonnées à l'origine du groupe désigné » saisissent les différences de revenus que ne saisissent pas d'autres facteurs, c'est-à-dire les différences inexpliquées qui pourraient également être associées à de la discrimination. Finalement, nous donnons la liste de toutes les variables pour lesquelles le traitement a été sensiblement différent pour le groupe désigné, en indiquant si cette différence est positive ou négative.

Le modèle inclut des renseignements sur l'âge, la situation matrimoniale, les enfants, les études des parents, la langue parlée à la maison, l'expérience antérieure de travail, le domaine d'études, le niveau des études ou la durée du programme, l'emploi dans la fonction publique, la région de résidence et les heures de travail.

Les écarts de revenu diffèrent quelque peu de ceux de la section précédente, étant donné qu'une population légèrement plus restrictive est utilisée[22] et qu'il faut laisser tomber les observations pour lesquelles des valeurs manquent pour une variable du modèle.

7.2.1 Minorités visibles

Dans le cas des minorités visibles, les résultats de l'approche de Jackson-Lindley indiquent constamment que, en dépit d'un bagage plus important de caractéristiques typiquement associées à une rémunération élevée, ces caractéristiques sont moins bien rémunérées pour les membres

[22] La population est en outre limitée à ceux qui avaient un emploi à temps plein en janvier et en octobre 1991, de manière à tenir compte de l'expérience de travail depuis l'obtention du diplôme.

des minorités visibles que pour les autres diplômés de collège et d'université. Des écarts de revenu bruts relativement faibles semblent dissimuler le fait que des niveaux élevés de caractéristiques souhaitables sur le marché du travail chez les membres des minorités visibles sont rémunérés à des taux inférieurs à ceux du reste de la population.

Les écarts de revenu bruts entre les minorités visibles et tous les autres diplômés d'université représentaient une prime de 0,5 % pour les minorités visibles par rapport au reste de la population en 1992, de 0,3 % en 1995 et de 0,2 % en 1997.

Le coefficient des coordonnées à l'origine du groupe désigné, la différence de revenus entre les membres des minorités visibles et tous les autres après que les différences de caractéristiques et de revenus associés à ces caractéristiques sont retranchées, entraîne une prime statistiquement significative de 48 % en 1992. De même, une prime est associée aux coordonnées à l'origine du groupe désigné pour toutes les années d'observation, ce qui laisse planer un doute sur la conclusion voulant que les minorités visibles font l'objet de discrimination salariale systématique.

Chez les diplômés de collège de 1990, nous observons que les écarts de revenu sont inférieurs de 0,9 % en 1992 et de 0,4 % en 1995, et de 3,3 % en 1997 pour les étudiants membres de minorités visibles par rapport aux minorités non visibles. Pour les trois années d'observation des étudiants de collège, les différences dues aux caractéristiques sont positives, allant de 2,4 % à 4,6 %, ce qui indique que les minorités visibles ayant poursuivi des études collégiales sont relativement mieux pourvues de caractéristiques souhaitables sur le marché du travail que les autres groupes.

Nous concluons à la possibilité de discrimination salariale à l'endroit des minorités visibles titulaires d'un diplôme universitaire et de collège. Les éléments de preuve à cet effet ne sont toutefois pas écrasants.

7.2.2 Autochtones

Le tableau 11 présente les résultats du modèle Jackson-Lindley pour les diplômés autochtones inclus dans les Enquêtes nationales auprès des diplômés. Chez les Autochtones diplômés d'université en 1990, nous trouvons des écarts de revenu de 1,5 % de moins en 1992 et de 3,6 % de moins en 1995, et de 4,9 % de moins en 1997, que les diplômés d'université non autochtones.

Tableau 11 Modèle des revenus des diplômés d'université et de collège autochtones, 1992, 1995 (cohorte de 1990) et 1997 (cohorte de 1995)

Diplômés d'université	**1992**	**1995**	**1997**
Différence entre le groupe désigné et tous les autres :	-0,015*	-0,036*	-0,049*
• Due aux caractéristiques	0,038*	-0,053*	-0,037*
• Due aux coefficients	-0,053*	0,017*	-0,012*
Coefficient des coordonnées à l'origine du groupe désigné	-2,056*	-0,091	0,182
Test F pour ajouter les variables du groupe désigné	1,99*	1,82*	3,23*
Groupes désignés dont la rémunération est plus faible	Expérience antérieure à l'obtention du diplôme > 3 ans	Beaux-arts et sciences humaines	Génie
	C.-B. et Territoires	A un enfant	Math. et sciences physiques
	A un enfant	Math. et sciences physiques	Médecine et autres sciences de la santé
Groupes désignés dont la rémunération est plus élevée	Un parent a un grade postsecondaire	Un parent a un grade postsecondaire	Fonction publique
	Math. et sciences physiques	Marié	Femmes
	Sciences agricoles et biologiques	Femmes	A un enfant
Diplômés de collège			
Différence entre le groupe désigné et tous les autres :	-0,030*	-0,099*	0,025*
• Due aux caractéristiques	-0,007*	0,002*	0,093*
• Due aux coefficients	-0,023*	-0,101*	-0,068*
Coefficient des coordonnées à l'origine du groupe désigné	-0,428	0,563	0,613
Test F pour ajouter les variables du groupe désigné	1,02	2,94*	1,97*
Groupes désignés dont la rémunération est plus faible	Déménagé dans une autre province pour études; travaille encore là	Âge	Provinces de l'Atlantique
	Provinces de l'Atlantique	A un enfant	Prairies
	Génie électrique et électronique	Génie électrique et électronique	C.-B. et Territoires
Groupes désignés dont la rémunération est plus élevée	Sciences naturelles et industries primaires	Déménagé dans une autre province pour études; travaille encore là	Sciences naturelles et industries primaires
	Génie mécanique et des structures	Autres technologies du génie	Un parent a un grade postsecondaire
	Sciences sociales et services	Secrétariat et marchandisage	A un enfant

Note : L'astérisque (*) indique la signification au seuil de 0,05 pour les coefficients.

La seule indication consistante et statistiquement significative de la discrimination concerne les diplômés d'université en 1992, mais le coefficient des coordonnées à l'origine du groupe désigné est si grand que l'interprétation courante du coefficient n'a pas de sens.

Chez les diplômés de collège, les salaires des Autochtones sont plus faibles que ceux de leurs homologues en 1992 et en 1995, mais de 2,5 % supérieurs à ceux du reste de la population en 1997. Une bonne partie de l'écart semble découler de différences entre les deux groupes dans la façon dont les caractéristiques sont rémunérées. Pour les trois années d'observation, l'évaluation différentielle des caractéristiques entraîne une pénalité allant de -0,7 % à 9,3 %. Les coordonnées à l'origine du groupe désigné ne sont toutefois jamais statistiquement significatives et n'ont pas le « bon » signe qui établirait la discrimination.

Nous concluons que certains éléments indiquent que la discrimination est possible dans le cas des Autochtones, mais les preuves ne sont pas concluantes étant donné que dans un seul cas, celui des diplômés d'université en 1992, il y a une indication consistante et statistiquement significative d'écarts de revenu discriminatoires[23].

7.2.3 Personnes à activité limitée

Le tableau 12 résume les résultats de l'approche de Jackson-Lindley pour l'évaluation des écarts de revenu entre les personnes à activité limitée et le reste de la population des diplômés de collège et d'université. Les diplômés d'université à activité limitée de 1990 avaient des revenus inférieurs de 5,4 % en 1992, mais trois ans plus tard la différence s'était amenuisée, passant à 2,7 %. Pour la cohorte des diplômés de 1995, la différence deux après l'obtention du diplôme était de 7,6 %.

La plus grande partie de ces écarts de revenu semble due à des variations dans la manière dont les caractéristiques sont rémunérées et peu, ou pas du tout, à des différences de bagage de caractéristiques des diplômés d'université par rapport au reste de la population. En 1992, les différences de caractéristiques observées n'expliquent aucune des différences de revenus, et

[23] Le manque de résultats significatifs est peut-être dû au nombre relativement petit d'observations existant pour les Autochtones, soit environ le tiers du nombre dont nous disposons pour les membres des minorités visibles et un rapport encore plus faible pour les diplômés d'université.

Tableau 12 **Modèle de revenus des diplômés de collège et d'université à activité limitée, 1992, 1995 (cohorte de 1990) et 1997 (cohorte de 1995)**

Diplômés d'université	**1992**	**1995**	**1997**
Différence entre le groupe désigné et tous les autres :	-0,054*	-0,027*	-0,076*
• Due aux caractéristiques	-0,000*	-0,006*	0,012*
• Due aux coefficients	-0,054*	-0,021*	-0,089*
Coefficient des coordonnées à l'origine du groupe désigné	-0,158	0,023	0,002
Test F pour ajouter les variables du groupe désigné	1,06	1,62*	2,52*
Groupes désignés dont la rémunération est plus faible	Autres sciences sociales	Prairies	Un parent a un grade postsecondaire
	Faculté de l'éducation	Un parent a un grade postsecondaire	Marié
	Beaux-arts et sciences humaines	C.-B. et Territoires	Médecine et autres sciences de la santé
Groupes désignés dont la rémunération est plus élevée	Prairies	Génie	Génie
	Marié	Autres sciences sociales	Math. et sciences physiques
	Provinces de l'Atlantique	Médecine et autres sciences de la santé	Fonction publique
Diplômés de collège			
Différence entre le groupe désigné et tous les autres :	-0,031*	-0,072*	-0,022*
• Due aux caractéristiques	0,024*	-0,008*	0,069*
• Due aux coefficients	-0,055*	-0,064*	-0,092*
Coefficient des coordonnées à l'origine du groupe désigné	0,416	-0,335	0,999*
Test F pour ajouter les variables du groupe désigné	1,09	1,37	1,59*
Groupes désignés dont la rémunération est plus faible	Québec	Provinces de l'Atlantique	Sciences de la santé
	Autres technologies de génie	Sciences naturelles et industries primaires	Génie électrique et électronique
	Femmes	Génie mécanique et des structures	Âge
Groupes désignés dont la rémunération est plus élevée	Sciences de la santé	Déménagé dans autre province pour études; travaille encore là	Sciences naturelles et industries primaires
	Gestion et administration	Sciences de la santé	A un enfant
	Déménagé dans une autre province pour études; travaille encore là	Un parent a un grade postsecondaire	Déménagé dans autre province pour études; travaille encore là

Note : L'astérisque (*) indique la signification au seuil de 0,05 pour les coefficients.

toutes les différences de revenus sont attribuées à la rémunération différente accordée à ces caractéristiques. En 1995, l'écart salarial est réduit de moitié, en grande partie en raison de la diminution des différences de rémunérations associées aux caractéristiques, c'est-à-dire aux différences dues aux coefficients.

Les observations de 1997 sur la cohorte de diplômés de 1995 présentent un tableau un peu différent. L'écart brut de 7,6 % entre les revenus des personnes à activité limitée et tous les autres diplômés d'université de 1995 représente deux points de plus que l'observation de 1992 sur la cohorte de 1990. L'écart salarial en 1997 est plus grand malgré que les personnes à activité limitée aient eu un bagage plus important de caractéristiques associées à une rémunération élevée sur le marché du travail. Les différences entre la façon dont ces caractéristiques sont rémunérées pour les personnes à activité limitée et le reste de la population expliquent un écart de 8,9 points.

Une grande partie de la différence semble associée au fait que le marché évalue les caractéristiques liées aux revenus des personnes à activité limitée à des niveaux inférieurs au reste de la population. Bien que ces estimations soient statistiquement significatives à un seuil de 0,05, les coordonnées à l'origine du groupe désigné portent le mauvais signe en 1995 et en 1997, et le terme n'est jamais statistiquement significatif. Il n'existe donc pas de preuves accablantes de la discrimination salariale contre les personnes à activité limitée, bien que cette possibilité ne puisse pas être complètement rejetée.

En 1992, les revenus des personnes à activité limitée étaient en gros inférieurs de 3 % à ceux des autres diplômés de collège de 1990, et ils étaient inférieurs de 7,2 % en 1995; pour la cohorte de 1995, les revenus étaient inférieurs de 2,2 % en 1997 à ceux des autres diplômés de collège. Comme dans le cas des diplômés d'université, la plus grande partie de cette différence semble attribuable à des variations dans la manière dont les caractéristiques sont rémunérées, étant donné que les personnes à activité limitée avaient un bagage similaire ou plus important que celui du reste de la population collégiale, ou des caractéristiques observées semblables à celles de cette population. Compte tenu des différences observées, les revenus des personnes à activité limitée ont été inférieurs de 5,5 % à ceux du reste de la population des diplômés d'université en 1992, et de 6,4 % en 1995.

L'écart salarial général observé en 1997 pour les personnes à activité limitée de la cohorte de 1995 était plus petit que celui qui a été constaté en 1992 pour la cohorte de 1990, mais l'écart dans la façon dont les caractéristiques observées étaient rémunérées était plus grand. Le bagage des caractéristiques observées des personnes à activité limitée en 1997 aurait pu donner lieu à une prime salariale de 6,9 % par rapport au reste des diplômés de collège, mais les différences apparentes dans la manière dont ces caractéristiques sont rémunérées chez les personnes à activité limitée contrebalançaient largement les effets d'un bagage plus important.

Pour les trois années d'observation des personnes à activité limitée, diplômées de collège et diplômées d'université, nous concluons donc que les caractéristiques observées ont été rémunérées à des taux plus faibles pour les personnes à activité limitée que pour les autres diplômés, une différence allant de 2,1 % à 9,2 % de la moyenne des revenus. Bien que les différences des coefficients indiquent toutes que la discrimination est possible, le critère de coordonnées à l'origine négatives et statistiquement significatives pour le groupe désigné ne l'indique jamais. En outre, aucune des caractéristiques associées à une rémunération plus faible ou plus élevée pour les groupes désignés ne semble de toute évidence associée aux personnes à activité limitée, bien que cela en révèle peut-être plus sur l'ensemble limité de caractéristiques existant dans les données de l'END que sur la véritable nature de l'écart salarial. Si nous appliquons rigoureusement le critère établi pour la possibilité de discrimination en vertu de la procédure de Jackson-Lindley, nous ne pouvons donc pas conclure que les écarts de revenu entre les personnes à activité limitée et le reste de la population des diplômés résultent de la discrimination.

7.2.4 Résumé des résultats de Jackson-Lindley

Pour aucune des 18 populations de groupes d'équité nous ne pouvons déclarer sans réserve qu'il y a discrimination salariale. Dans deux cas, les diplômés d'université autochtones en 1992 et les diplômés de collège à activité limitée en 1997, trois des critères de la discrimination sont respectés. Les coordonnées à l'origine du groupe désigné, bien que statistiquement significatives dans ces deux cas, sont si grandes qu'elles échappent à l'interprétation; il est en outre possible que la petitesse des échantillons ait été source de confusion dans l'analyse.

7.3 Modèle de Heckman

Nous utilisons le modèle de Heckman pour déterminer s'il existe, soit dans la population des groupes d'équité, soit dans le reste de la population, ou encore dans les deux, un biais de sélection de l'échantillon associé à des données sur les revenus qui manquent de façon non aléatoire. Comme nous l'avons mentionné ci-dessus, ce modèle exige une procédure en deux étapes comportant une équation probit sur le fait que des revenus supérieurs à 5 000 $ sont observés ou non. De cette régression, nous retenons les valeurs calculées du rapport inverse de Mills et nous les utilisons comme variables explicatives pour la deuxième étape de l'équation, une équation des revenus utilisant des procédures d'estimation de la vraisemblance maximale. La procédure de Heckman vérifie donc et corrige les biais dans les estimations des revenus, à la fois pour la population des groupes d'équité et pour la population résiduelle. Ce n'est que s'il y a des différences importantes de sélection entre les groupes d'équité et le reste de la population que la procédure de Heckman résulte en estimations des écarts de revenu entre les groupes d'équité et le reste de la population qui diffèrent de façon marquée des résultats de l'approche des MCO[24].

Nous constatons en général que la correction du biais de sélection à l'aide du modèle de Heckman conduit à des conclusions semblables à celles qui ont été obtenues grâce aux estimations des MCO pour les diplômés de collège, mais renverse les conclusions pour les diplômés d'université.

Des équations de régression distinctes ont été effectuées pour chacune des trois populations de groupes d'équité et pour les populations résiduelles pertinentes, et pour les trois années d'observation, 1992, 1995 et 1997, à la fois pour les populations universitaires et collégiales, soit 36 groupes d'échantillon en tout[25].

---

[24] Veuillez remarquer que l'utilisation que nous faisons de cette procédure ne tient pas directement compte du problème de l'attrition entre les années d'enquête. Nous nous servons de la procédure de Heckman pour déterminer si, pour une année particulière d'échantillonnage, le fait que les *revenus* de certaines personnes de l'échantillon ne soient pas observés introduit un biais dans l'estimation de tous les coefficients de l'équation des revenus. Il serait possible de se servir d'une procédure similaire pour évaluer les biais dans les revenus de 1995 dus à l'attrition non aléatoire de l'échantillon, un utilisant l'information de l'échantillon de 1992, mais nous remettons cette analyse à une prochaine recherche.

[25] Pour l'équation de sélection, des variables binaires pour la situation matrimoniale, la présence d'enfants et les régions ont été utilisées comme variables indépendantes. Les autres variables mentionnées ci-dessus dans la présente section sont entrées dans l'équation de la deuxième étape comme variables indépendantes.

Le tableau 13 présente un résumé des résultats pertinents de ces régressions. En général, ces résultats indiquent qu'il peut y avoir discrimination sur le marché du travail à l'endroit des groupes d'équité[26].

Tableau 13 **Spécification de Heckman – 1992 et 1995 (cohorte de 1990) et 1997 (cohorte de 1995)**

	Minorités visibles			Autochtones			Activité limitée		
	1992	*1995*	*1997*	*1992*	*1995*	*1997*	*1992*	*1995*	*1997*
Diplômés d'université									
Différence entre le groupe désigné et tous les autres (2e étape) :	0,005	0,003	0,002	-0,015	-0,040	-0,044	-0,054	-0,027	-0,076
• Due aux caractéristiques	0,019	0,020	0,017	0,052	-0,043	-0,033	0,016	0,0030	0,023
• Due aux coefficients	-0,014	-0,016	-0,015	-0,067	0,005	-0,011	-0,070	-0,030	-0,100
Différence de sélection (2e étape) :	0,053	0,024	0,020	-0,040	-0,093	-0,140	-0,070	-0,020	-0,015
• Due aux caractéristiques (Différence du rapport inverse de Mills)	0,012	0,007	-0,000	-0,008	-0,012	0,000	-0,001	-0,003	0,000
• Due aux coefficients (Différence de coefficient sur Mills)	0,041	0,017	0,020	-0,032	-0,082	-0,140	-0,069	-0,017	-0,015
Diplômés de collège									
Différence entre le groupe désigné et tous les autres (2e étape) :	-0,007	-0,003	-0,033	-0,030	-0,096	0,024	-0,031	-0,073	-0,023
• Due aux caractéristiques	0,011	0,001	0,009	0,015	-0,002	0,070	0,034	-0,013	0,055
• Due aux coefficients	-0,018	-0,004	-0,042	-0,045	-0,094	-0,045	-0,065	-0,059	-0,078
Différence de sélection (2e étape) :	0,053	0,004	-0,047	0,043	-0,117	-0,064	-0,036	-0,033	-0,057
• Due aux caractéristiques	0,015	0,005	0,010	0,014	-0,011	-0,001	0,006	-0,004	0,001
• Due aux coefficients	0,038	-0,001	-0,056	0,029	-0,106	-0,063	-0,041	-0,029	-0,058

Ce tableau répartit les différences de revenus mesurées en deux composantes : celles qui résultent de différences de caractéristiques observées et celles qui résultent de différences de coefficients, c'est-à-dire de la façon dont le marché évalue ces caractéristiques[27]. Par exemple, nous estimons que les revenus des diplômés d'université de 1990 qui appartiennent à des minorités visibles sont supérieurs de 0,5 % en 1992 à ceux de leurs homologues qui n'appartiennent pas à des minorités visibles. Cette différence est décomposée en niveaux supérieurs à la moyenne de caractéristiques relatives aux revenus qui devraient normalement résulter en une prime de 1,9 % de plus que leurs

[26] Voir, p. ex., Dolton et Makepeace (1987).

[27] Afin de pouvoir présenter les résultats de manière concise et, dans la mesure du possible, uniforme pour toutes les méthodes employées, nous avons transposé les estimations des résultats des régressions initiales. Il n'y a donc pas de tests de signification.

pairs (si les habiletés étaient évaluées avec le coefficient associé pour le reste de la population). Les coefficients estimés, ou la « valeur marchande » de ces caractéristiques constatées à partir d'observations des minorités visibles seulement, sont inférieurs toutefois à ceux de leurs pairs. Que la valeur marchande des caractéristiques relatives aux revenus des groupes minoritaires soit moindre représente pour les minorités visibles des revenus inférieurs de 1,4 %. Le niveau élevé de caractéristiques relatives aux revenus des minorités visibles fait donc en partie contrepoids aux revenus plus faibles auxquels elles ont droit pour ces caractéristiques, ce qui donne lieu à des revenus un peu supérieurs à ceux des diplômés d'université qui n'appartiennent pas aux minorités visibles.

La rubrique « Différence de sélection » du tableau renvoie aux conclusions fondées sur le rapport de Mills dérivé de la première étape de la procédure de Heckman, supposant une comparaison des résultats de régressions distinctes pour le groupe d'équité et le reste de la population. Par la présente analyse, l'indicateur de la discrimination éventuelle est la différence « due aux coefficients ». Cette différence est un résumé de la manière dont le marché du travail évalue la même habileté chez les minorités visibles et chez leurs pairs.

Pour les étudiants universitaires, le marché du travail semble accorder systématiquement aux caractéristiques relatives aux revenus des groupes d'équité une valeur moindre qu'à celles de leurs pairs. Pour les minorités visibles et les personnes à activité limitée, la différence due aux coefficients est négative pour chacune des trois observations. Pour les Autochtones, les différences dues aux coefficients sont négatives sauf pour l'observation en 1995 des diplômés de 1990. Les estimations du manque à gagner pour les groupes d'équité vont en général de 1 % à 10 %. Dans la plupart des cas, ce manque est compensé en partie du fait que le niveau des caractéristiques des groupes minoritaires, comme les études ou l'expérience, est supérieur à la moyenne.

De même, pour les étudiants de collège, le marché du travail accorde une plus faible valeur aux caractéristiques de la plupart des groupes d'équité qu'à celles de leurs pairs, comme l'indique le fait que les différences dues aux coefficients sont négatives. Cette constatation est vraie dans tous les cas à l'exception de celui des minorités visibles en 1995, pour lesquelles la valeur approche

zéro. Pour les minorités visibles, en effet, il n'y a presque pas de différence pour les revenus en 1995 de la cohorte des diplômés de collège de 1990 et le manque à gagner est de plus de 3,3 % en 1997 pour la cohorte de 1995. Pour les diplômés de collège autochtones et à activité limitée, la plus faible valeur que le marché accorde à leurs caractéristiques entraîne une rémunération moins élevée, allant de -0,2 % à 7,0 % pour les Autochtones et de -1,3 % à 5,5 % pour les personnes à activité limitée.

Nous pensons que ces écarts de revenu ne sont pas triviaux, en particulier lorsqu'ils atteignent plus de 5 %. Pour un salaire de 40 000 $ par année, 5 % signifie une réduction du salaire annuel de 2 000 $. Si cette différence se poursuit sur les 40 années d'une carrière professionnelle, les salaires augmentant avec le temps, le manque à gagner cumulatif peut facilement dépasser 100 000 $.

7.4 Modèle de régression inverse

Le modèle de régression inverse fournit les limites inférieure et supérieure de l'étendue de la discrimination salariale pouvant exister sur le marché du travail canadien pour les diplômés d'université et de collège. La ligne supérieure du tableau 14 est le coefficient estimé de la variable binaire des groupes désignés dérivée d'une régression MCO traditionnelle sur les diplômés d'université.

La deuxième ligne est une autre estimation, qui répond à la question suivante : quelle différence y a-t-il entre la rémunération que reçoit un membre d'un groupe d'équité pour un ensemble donné de qualités mesurées par rapport au reste de la population? Au lieu de la régression traditionnelle des habiletés sur les revenus (où les coefficients sont les valeurs marchandes estimées de ces habiletés), nous prenons la valeur marchande de ces habiletés (évaluée à la valeur marchande moyenne par la régression MCO) et nous les régressons sur les revenus observés et une variable binaire pour le groupe d'équité afin de saisir les différences systématiques dans la façon dont les habiletés des groupes d'équité sont rémunérées sur le marché.

La différence estimée de rémunération est le ratio inverse du coefficient de groupe d'équité et du coefficient du revenu logarithmique de la régression sur les habiletés. Ce calcul donne une autre estimation du changement proportionnel dans les revenus pour un ensemble fixe d'habiletés. La

combinaison de ces estimations fournit une limite inférieure et une limite supérieure, ou l'intervalle possible des écarts de revenu associés à l'appartenance à un groupe d'équité.

Les chiffres du tableau 14 montrent que, dans la grande majorité des cas, les écarts de revenu entre les membres des groupes d'équité et le reste de la population sont surtout négatifs. Par exemple, pour les diplômés d'université de 1990, les écarts de revenu associés aux minorités visibles en 1992 se situaient dans un intervalle allant de - 1,6 % à - 5,8 %.

Tableau 14 **Coefficients de régression inverse sur les variables binaires pour les groupes d'équité en matière d'emploi, 1992, 1995 (cohorte de 1990) et 1997 (cohorte de 1995)**

	Minorités visibles			Autochtones			Activité limitée		
	1992	*1995*	*1997*	*1992*	*1995*	*1997*	*1992*	*1995*	*1997*
Diplômés d'université									
Estimation de la régression avant	-0,016	-0,024	-0,029	-0,053	0,017	-0,013	-0,054	-0,021	-0,087*
Estimation de la régression inverse	-0,058*	-0,070*	-0,097*	-0,131	0,105	0,064	-0,055	-0,011	-0,110
Diplômés de collège									
Estimation de la régression avant	-0,032*	-0,044*	-0,078*	-0,023	-0,100*	-0,068*	-0,055*	-0,064*	-0,092*
Estimation de la régression inverse	-0,099*	-0,129*	-0,292*	-0,001	-0,103	-0,507*	-0,123*	-0,047	-0,420*

Note : L'astérisque (*) indique la signification au seuil de 0,05 pour les coefficients.

Les résultats pour les diplômés d'université ne sont en général pas statistiquement significatifs, tandis que ceux des diplômés de collège sont beaucoup plus susceptibles de l'être. Pour les diplômés d'université qui étaient membres de minorités visibles, les écarts de revenu dérivés des régressions inverses sont statistiquement significatifs, allant de 5,8 % à 9,7 % pour les deux cohortes, deux ans après l'obtention du diplôme. Les autres résultats des régressions inverses ne sont pas statistiquement significatifs pour les groupes d'Autochtones et de personnes à activité limitée.

La pénalité de revenu pour les diplômés de collège membres d'un groupe d'équité atteint de 29 % à 50 % d'après les revenus de 1997. Dans chacun de ces cas, la limite inférieure aussi est statistiquement significative, allant de 6,8 % pour les Autochtones à 9,2 % pour les personnes à activité limitée.

Les résultats de la régression inverse indiquent qu'il y a possibilité de discrimination à l'endroit des membres des groupes d'équité faisant partie de la population des diplômés de collège. Les limites supérieures et inférieures de ce biais éventuel des revenus sont toutefois très éloignées.

7.5 Modèle des effets constants

Le modèle des effets constants retranche les répercussions de facteurs non observés relatifs aux revenus et, compte tenu de sa nature, répond à une question différente de celles auxquelles les autres modèles présentés ici répondent. Alors que tous les autres modèles examinent les données d'une année en particulier et voient si les différences entre les groupes peuvent être attribuables à la discrimination, le modèle des effets constants considère les modifications du revenu dans le temps et voit si ces changements peuvent être liés à la discrimination.

La procédure d'estimation est la méthode des moindres carrés ordinaires comportant une variable binaire pour l'appartenance à un groupe d'équité. La variable dépendante dans notre modèle est le logarithme naturel des revenus en 1995 moins le logarithme naturel des revenus en 1992 (ou le logarithme naturel du rapport entre les revenus des deux années). Cette spécification permet en effet de savoir s'il y a discrimination quant aux possibilités d'avancement ou à d'autres événements associés aux augmentations de salaire dans le temps.

Tableau 15 **Coefficients sur les variables binaires pour les minorités visibles dans le modèle des effets constants, 1992-1995 (cohorte de 1990)**

	1992-1995	
	Diplômés d'université	*Diplômés de collège*
Coefficient de la variable binaire ou des minorités visibles (écart type entre parenthèses)	0,054 (,0542)	-0,040 (,0667)

Note : L'astérisque (*) indique la signification au seuil de 0,05 pour les coefficients.

En général, nos résultats pour le modèle des effets constants ne sont pas concluants. Le coefficient de la variable binaire pour les minorités visibles ne diffère pas significativement de zéro. Pour les diplômés d'université, les revenus des minorités visibles ont augmenté 5 % plus vite que ceux du reste de la population des diplômés d'université, tandis que les revenus des diplômés de collège ont augmenté 4 % moins rapidement.

8. Conclusion

La présente étude visait à examiner les résultats sur le marché du travail de groupes d'équité en matière d'emploi – minorités visibles, Autochtones et personnes à activité limitée – par rapport aux résultats de leurs pairs issus de promotions récentes d'établissements d'enseignement postsecondaire. Les diplômés récents sont une excellente source pour la comparaison des revenus et de l'emploi, étant donné qu'une grande partie de leur potentiel de revenus provient du domaine dans lequel ils ont étudié et du niveau d'études qu'ils viennent juste de terminer; leur arrivée récente sur le marché du travail signifie que les comparaisons évaluent les conditions actuelles du marché du travail plutôt qu'un amalgame de conditions antérieures pour un mélange de cohortes; en outre, les différences entre les groupes résultant d'une expérience de travail antérieure sont minimisées. Cette étude a employé diverses techniques statistiques. Nous espérions que leurs résultats se recoupent en partie, ce qui aurait établi clairement qu'il y a ou qu'il n'y a pas d'écarts systématiques sur le marché du travail entre l'un ou l'autre des groupes et le reste de la population.

De toute évidence, les membres des groupes ciblés n'ont pas fait aussi bien que leurs confrères de classe sur le marché du travail des années 90. Bien que les revenus non corrigés des minorités visibles aient été égaux ou légèrement supérieurs à la moyenne à certains moments dans le temps, plusieurs modèles de régression différents indiquent que les minorités visibles subissaient une pénalité du revenu de l'ordre de 1 % à 10 %, comme le résument les tableaux 16 et 17. En d'autres mots, les minorités visibles se retrouvent davantage à des niveaux et dans des domaines d'études supérieures qui débouchent généralement sur des emplois mieux rémunérés, mais la moyenne de leurs revenus ne reflète pas leurs meilleures qualifications. Les pénalités de revenu évaluées dans les modèles de régression ont le même ordre de grandeur (de 1 % à 10 %) pour les Autochtones et les personnes à activité limitée et leurs revenus non corrigés sont aussi habituellement moins élevés que la moyenne.

Une autre technique d'estimation, la régression inverse, a donné en général des écarts de revenu plus grands pour les groupes d'équité en matière d'emploi. Cette technique estime la pénalité que subit la minorité en ce qu'elle s'écarte de la valeur marchande d'un ensemble fixe de caractéristiques. Appliquée à la cohorte des diplômés de 1990, cette technique a révélé des écarts

de revenu estimatifs allant jusqu'à 13 %. Des écarts similaires ont été notés dans les données de 1997 sur la promotion de 1995 des diplômés d'université appartenant à une minorité, tandis que la pénalité pour les diplômés de collège communautaire atteignait 29 % dans le cas des minorités visibles, 42 % dans celui des personnes à activité limitée et 51 % pour les Autochtones. Ces résultats sont difficilement crédibles toutefois et il faut maintenant vérifier que les données ne présentent pas de problèmes importants.

Tableau 16 **Tableau récapitulatif pour les diplômés d'université - 1992 et 1995 (cohorte de 1990) et 1997 (cohorte de 1995)**

	Minorités visibles			Autochtones			Activité limitée		
	1992	*1995*	*1997*	*1992*	*1995*	*1997*	*1992*	*1995*	*1997*
Moindres carrés ordinaires									
Coefficient du groupe désigné	-0,016	-0,024	-0,029	-0,053	0,017	0,013	-0,054	-0.021	-0,087*
Approche de Jackson-Lindley									
Différence entre le groupe désigné et tous les autres	0,005*	0,003*	0,009*	-0,015*	-0,036*	-0,049*	-0,054*	-0,027*	-0,076*
• Due aux caractéristiques	0,022*	0,028*	0,030*	0,038*	-0,053*	-0,037*	-0,000*	-0,006*	0,012*
• Due aux coefficients	-0,017*	-0,025*	-0,028*	-0,053*	0,017*	-0,012*	-0,059*	-0,021*	-0,089*
Coefficient du groupe désigné	0,483	0,396	1,074*	-2,056*	-0,090	0,182	-0,158	0,023	0,002
Approche de Heckman									
Différence entre le groupe désigné et tous les autres	0,005	0,004	0,002	-0,015	-0,038	-0,044	-0,054	-0,027	-0,076
• Due aux caractéristiques	0,019	0,020	0,017	0,052	-0,043	-0,033	0,016	0,003	0,023
• Due aux coefficients	-0,014	-0,016	-0,015	-0,067	0,005	-0,011	-0,070	-0,030	-0,099
Régression inverse									
Coefficient du groupe désigné de la méthode des MCO	-0,0157	-0,0240	-0,029	-0,053	0,017	-0,013	-0,054	-0,021	-0,087*
Coefficient du groupe désigné de la régression inverse	-0,0580*	-0,0698*	-0,097*	-0,131	0,105	0,064	-0,055	-0,011	-0,110

Note : L'astérisque (*) indique la signification au seuil de 0,05 pour les coefficients.

Les groupes cibles ne sont pas défavorisés sur le marché du travail que pour le salaire. Pour chaque groupe et à chaque moment dans le temps, les taux d'emploi tombent sous la moyenne de la catégorie pertinente. Pour les diplômés d'université, les taux d'emploi étaient de un demi point à trois points et demi inférieurs à la moyenne de la catégorie en 1990. Les différences étaient plus grandes pour les diplômés de collège communautaire, s'échelonnant de deux points et demi à neuf points et demi. Les écarts étaient encore plus grands pour les diplômés de 1995, atteignant

14 points pour les Autochtones diplômés d'université en 1997. Il semble que les résultats pour les diplômés de 1995 présentent des problèmes importants, répétons-le, et nous sommes réticents à soutenir à nos résultats jusqu'à ce que les données sous-jacentes aient pu être vérifiées.

Tableau 17 **Tableau récapitulatif pour les diplômés de collège - 1992 et 1995 (cohorte de 1990) et 1997 (cohorte de 1995)**

	Minorités visibles			Autochtones			Activité limitée		
	1992	*1995*	*1997*	*1992*	*1995*	*1997*	*1992*	*1995*	*1997*
Moindres carrés ordinaires									
Coefficient du groupe désigné	-0,0322*	-0,0437*	-0,0781*	-0,0229	-0,1004*	-0,0675*	-0,0546*	-0,0642*	-0,0918*
Approche de Jackson-Lindley									
Différence entre le groupe désigné et tous les autres	-0,0092*	-0,0036*	-0,0330*	-0,0303*	-0,0991*	0,0246*	-0,0310*	-0,0724*	-0,0224*
• Due aux caractéristiques	0,0236*	0,0406*	0,0462*	-0,0074*	0,0016*	0,0930*	0,0242*	-0,0084*	0,0691*
• Due aux coefficients	-0,0328*	-0,0442*	-0,0792*	-0,0229*	-0,1007*	-0,0683*	-0,0552*	-0,0641*	-0,0916*
Coefficient du groupe désigné	-0,3685	-0,1107	0,4464	-0,4278	0,5633	0,6126	0,4164	-0,3350	0,9992*
Approche de Heckman									
Différence entre le groupe désigné et tous les autres	-0,0074	-0,0034	-0,0333	-0,0303	-0,0957	0,0244	-0,0312	-0,0725	-0,0229
• Due aux caractéristiques	0,0106	0,0010	0,0091	0,0148	-0,0022	0,0696	0,0339	-0,0131	0,0551
• Due aux coefficients	-0,0180	-0,0044	-0,0424	-0,0451	-0,0935	-0,0453	-0,0651	-0,0593	-0,0780
Régression inverse									
Coefficient du groupe désigné de la méthode des MCO	-0,0322*	-0,0437*	-0,0781*	-0,0229	-0,1004*	-0,0675*	-0,0546*	-0,0642*	-0,0918*
Coefficient du groupe désigné de la régression inverse	-0,0985*	-0,1288*	-0,2924*	-0,0014	-0,1032	-0,5067*	-0,1226*	-0,0468	-0,4195*

Note : L'astérisque (*) indique la signification au seuil de 0,05 pour les coefficients.

Si les taux d'emploi inférieurs des groupes minoritaires correspondent à des obstacles importants à la participation au marché du travail, même les écarts de revenu corrigés sont peut-être sous-estimés. Pour corriger ce biais éventuel, nous avons utilisé la procédure de correction de la sélection de l'échantillon proposée par Heckman (1979). En général, les écarts de revenu corrigés de la sélection ressemblaient énormément aux écarts non corrigés estimés des autres techniques de régression, même si nous avons observé de grands écarts entre les groupes minoritaires et non minoritaires en ce qui concerne les sources et l'ordre de grandeur de la sélection. Ces résultats confirment à nouveau l'idée que les membres de groupes minoritaires ayant des qualifications

semblables sont moins susceptibles de trouver du travail que leurs collègues et fournit une autre preuve de l'existence d'écarts salariaux pour ceux qui ont trouvé un emploi.

Ces résultats indiquent qu'il existe un bassin de diplômés hautement qualifiés, sous-utilisés, reconnaissables à la couleur de leur peau, à leur héritage autochtone ou à une limitation d'activité. Et bien que nous ne puissions pas les observer directement, les résultats indiquent nettement l'existence de pratiques discriminatoires de la part de certains employeurs tout au moins. Bien qu'une grande majorité des employeurs ne se livrent peut-être pas à des pratiques discriminatoires, ils bénéficient des pratiques de ceux qui le font, étant donné qu'ils peuvent choisir dans un bassin de diplômés plus grand pour un endroit donné à un taux salarial donné. Bien que la théorie économique classique soutienne que les avantages dont bénéficient les employeurs qui ne se livrent pas à la discrimination devraient éliminer celle-ci à long terme grâce au mécanisme de la discipline du marché, les aspects « imparfaits » (c.-à-d. sociaux et institutionnels) du marché du travail semblent avoir empêché que cela se produise dans les marchés où la discrimination est depuis longtemps un problème.

Certains des aspects sociaux du marché du travail risquent aussi de défavoriser les membres des groupes minoritaires, mais ne sont pas habituellement qualifiés de pratiques discriminatoires. Par exemple, les réseaux informels – comme l'aide et les conseils de membres de la famille et d'amis – représentent une source importante de contacts éventuels en vue d'un emploi. Les réseaux informels offrent aux diplômés appartenant à des groupes dont les familles sont moins susceptibles de posséder une instruction de niveau postsecondaire ou d'habiter au Canada moins d'occasions qu'aux autres diplômés. Bien que leur infortune relative ne résulte pas de la discrimination directe, elle n'en est pas moins réelle pour eux et se prête peut-être encore moins à des mesures politiques que la discrimination directe. À quel point les tendances en matière de recherche d'emploi et l'absence de réseau informel constituent des problèmes pour les groupes cibles doit par conséquent faire l'objet d'autres recherches[28].

[28] Les Enquêtes nationales auprès des diplômés ne comportent pas de renseignements sur les tendances en matière de recherche d'emploi ni sur les réseaux informels, mais la future Enquête sur les employés et le milieu du travail fournira des données dans ce domaine.

Ce travail ne dit pas le dernier mot sur la question de la discrimination à l'endroit des groupes minoritaires dans le marché du travail canadien, loin de là. Parmi les autres possibilités de recherche, mentionnons une étude plus approfondie de la possibilité de préjugés à l'embauche à l'encontre des membres des groupes minoritaires. Bien que la procédure de Heckman tienne compte de la possibilité que cette discrimination empêche les membres d'accéder au marché du travail et corrige les procédures d'estimation pour qu'elles éliminent tout biais en résultant, le présent article ne vérifie pas pleinement l'hypothèse selon laquelle les groupes d'équité font face à des obstacles à la participation réussie au marché du travail plus grands que la population en général.

Une autre possibilité que nous n'avons pas pu vérifier à partir des fichiers à usage public des END, c'est s'il y a un préjugé systématique à l'encontre des membres de diverses composantes de l'appellation « minorité visible ». Par exemple, le marché du travail pourrait traiter les Noirs différemment des Asiatiques, les différences étant largement éliminées par leur regroupement sous une seule désignation.

Nous avons précisé en introduction que toutes les politiques visant à réduire les écarts salariaux pour les minorités visibles, les Autochtones ou les personnes à activité limitée doivent tenir compte des avantages éventuels de ces politiques et de leurs coûts. Dans le présent article, nous avons montré que l'élimination des écarts de revenu résiduels présente des avantages éventuels pour la personne et que le meilleur usage du capital humain dont nous avons tous payé la formation présente des avantages éventuels pour la société. La meilleure façon d'obtenir ces avantages, et les coûts que la société est prête à assumer pour ce faire, sont des questions que nous laissons à d'autres le soin d'examiner.

Annexe A

Modèles des effets constants

Michael Abbot, Université Queen's

Pour chacune des cohortes de diplômés, les fichiers de données des END distinguent trois années de référence : l'année de l'obtention du diplôme, l'année de la première entrevue postérieure à l'obtention du diplôme deux ans après cette obtention (année 2) et l'année de la deuxième entrevue cinq ans après l'obtention du diplôme (année 5). Ces trois années de référence servent à partager toute la période de cinq ans postérieure à l'obtention du diplôme pour chaque cohorte en deux sous-périodes, la première allant de l'année de l'obtention du diplôme à l'année de la première entrevue deux ans plus tard, et la deuxième allant de la première entrevue à l'année de la deuxième entrevue cinq ans après l'obtention. Pour la notation de notre formule du modèle des revenus de référence, nous trouvons pratique d'appeler l'année de l'obtention du diplôme d'une cohorte donnée « année t-2 », l'année de la première entrevue postérieure à l'obtention du diplôme « année t » et l'année de la deuxième entrevue après l'obtention du diplôme « année t+3 ». Posons le taux annuel de rémunération (en dollars contants) du diplômé i pour l'année t comme $E_{i,t+3}$ et, de même, le taux annuel de rémunération du répondant i pour l'année t+3 comme $E_{i,t+3}$. Les variables dépendantes dans les équations des revenus sont les logarithmes naturels des taux annuels de rémunération de chacun des diplômés. Par conséquent, $y_{i,t} = \ln(E_{i,t})$ dénote le logarithme naturel du taux annuel de rémunération pour le répondant i pendant l'année t (c.-à-d. pour l'emploi détenu au moment de la première entrevue) et $y_{i,t+3} = \ln(E_{i,t+3})$, le logarithme naturel du taux annuel de rémunération du répondant i pendant l'année t+3 (c.-à-d. pour l'emploi détenu au moment de la deuxième entrevue).

Pour chacun des groupes d'équité en matière d'emploi, les équations du revenu logarithmique pour les années t et t+3 s'écrivent en général comme suit :

$$y_{i,t} = X_{i,t}\beta_t + X_i\gamma_t + \alpha_i + \alpha_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$y_{i,t+3} = X_{i,t+3}\beta_{t+3} + X_i\gamma_{t+3} + \alpha_i + \alpha_{t+3} + \varepsilon_{i,t+3} \quad (2)$$

$X_{i,t}$ étant un vecteur des caractéristiques courantes (qui varient dans le temps) renfermant les déterminants observés à l'égard des revenus spécifiques à une année et à une personne pour le diplômé i pendant l'année t, et b_t étant un vecteur de coefficients correspondant; de même, $X_{i,t+3}$ est un vecteur des déterminants observés à l'égard des revenus spécifiques à l'année et à la personne pour le diplômé i dans l'année t+3, et b_{t+3} un vecteur de coefficients correspondant. X_i est un vecteur des déterminants des revenus observés à l'égard d'une personne en particulier mais qui ne varient pas dans le temps pour la personne i dans les années t et t+3, et g_t et g_{t+3} dénotent les vecteurs de coefficients de X_i pour les années t et t+3, respectivement. Les équations des revenus (1) et (2) intègrent les effets constants individuels et les effets constants annuels afin de contrôler les déterminants des revenus non observés chez les personnes et dans le temps. Les effets constants individuels sont représentés par les constantes a_i spécifiques à la personne, et les effets constants annuels par les constantes a_t et a_{t+3} spécifiques à l'année (qui correspondent respectivement aux années de la première et de la deuxième entrevues postérieures à l'obtention du diplôme). Enfin, $e_{i,t}$ et $e_{i,t+3}$ dénotent les erreurs aléatoires non observées spécifiques à la personne et à l'année pour le diplômé i et les années t et t+3, respectivement. Il faut souligner que, dans les équations (1) et (2), les coefficients des covariables des revenus observées X_i et $X_{i,t}$ peuvent différer entre les deux années pour lesquelles nous disposons de données sur la période postérieure à l'obtention du diplôme. Les variations dans le temps des effets marginaux des déterminants du revenu observés sur le revenu constituent une des façons d'exprimer la convergence ou la divergence des revenus des groupes d'équité en matière d'emploi et de ceux du reste de la population après l'obtention du diplôme.

Il n'est pas possible d'estimer séparément les équations des *niveaux* des revenus (1) et (2) en tenant compte des effets constants. L'impossibilité de distinguer les coefficients des caractéristiques de base fixes dans le temps (c.-à-d. les vecteurs des coefficients g_t et g_{t+3} des covariables fixes dans le temps X_i spécifiques à la personne) et les effets constants individuels (c.-à-d. les constantes spécifiques à la personne a_i) est bien connue. En effet, comme les effets constants spécifiques à la personne englobent tous les effets sur les niveaux de revenu de toutes les covariables fixes dans le temps spécifiques à la personne, il est impossible de déterminer et d'estimer les effets partiels sur les revenus des caractéristiques de base fixes dans le temps dans

X_i. Dans de tels cas, la méthode habituelle consiste à estimer l'équation des revenus sous forme d'équation aux différences finies par la méthode classique des MCO, étant donné que la différenciation dans le temps élimine les constantes a_i spécifiques à la personne de l'équation d'estimation. Nous mettons par conséquent sous la forme d'équation aux différences finies les équations des revenus (1) et (2) en retranchant de l'équation des revenus (2) de l'équation des revenus (1) pour obtenir l'équation de la croissance du revenu logarithmique suivante :

$$\Delta y_{i,t+3} = X_{i,t+3}\beta_{t+3} - X_{i,t}\beta_t + X_i(\gamma_{t+3} - \gamma_t) + (\alpha_{t+3} - \alpha_t) + (\varepsilon_{i,t+3} - \varepsilon_{i,t}) \qquad (3)$$

où $\Delta y_{i,t+3} = y_{i,t+3} - y_{i,t}$ est le taux de croissance du revenu logarithmique pour le diplômé i entre l'année t (l'entrevue initiale) et l'année t+3 (l'entrevue de suivi). L'équation (3) lie le taux de croissance des revenus du diplômé i pour les trois années entre la deuxième et la cinquième années postérieures à l'obtention du diplôme à trois ensembles de variables observables : (1) le vecteur $X_{i,t}$ des covariables variant dans le temps pour le diplômé i dans l'année t, (2) le vecteur $X_{i,t+3}$ des covariables variant dans le temps pour le diplômé i dans l'année t+3 et (3) le vecteur X_i des covariables ne variant pas dans le temps pour le diplômé i. Il faut remarquer que les coefficients associés aux variables X_i représentent les *variations* des effets marginaux de ces variables entre la deuxième et la cinquième années suivant l'obtention du diplôme; si ces effets marginaux sont constants dans le temps, la croissance des revenus des diplômés après l'obtention du diplôme n'est pas reliée à leurs caractéristiques de base fixes dans le temps.

Bien que l'équation de la croissance des revenus (3) puisse être estimée telle quelle, il peut être utile de la reformuler en ajoutant et en retranchant simultanément de la deuxième partie de l'équation le terme $X_{i,t}\beta_{t+3}$. Après une réorganisation assez simple, l'équation (3) peut être reformulée de la façon suivante :

$$\begin{aligned}\Delta y_{i,t+3} &= (X_{i,t+3} - X_{i,t})\,\beta_{t+3} + X_{i,t}(\beta_{t+3} - \beta_t) + X_i(\gamma_{t+3} - \gamma_t) + (\alpha_{t+3} - \alpha_t) + (\varepsilon_{i,t+3} - \varepsilon_{i,t}) \\ &= \Delta X_{i,t+3}\beta_{t+3} + X_{i,t}\Delta\beta_{t+3} + X_i\Delta\gamma_{t+3} + \Delta\alpha_{t+3} + u_{i,t+3} \qquad (4)\end{aligned}$$

où $\Delta X_{i,t+3} = X_{i,t+3} - X_{i,t}$ est un vecteur représentant les fluctuations des covariables qui varient dans le temps pour le diplômé i entre les années t et t+3; $\Delta\beta_{t+3} = \beta_{t+3} - \beta_t$ est un vecteur des

différences de coefficients entre les années initiale et de suivi pour les covariables spécifiques à la personne et fixes dans le temps; $\Delta\gamma_{t+3} = \gamma_{t+3} - \gamma_t$ est un vecteur des différences de coefficients entre les années t et t+3 pour les covariables spécifiques à la personne et fixes dans le temps; $\Delta\alpha_{t+3} = \alpha_{t+3} - \alpha_t$ est la différence des effets constants non observés spécifiques à l'année pour les années t et t+3 (c'est une constante pour chaque cohorte de diplômés, mais elle fluctue d'une cohorte à l'autre); et $u_{i,t+3} = \varepsilon_{i,t+3} - \varepsilon_{i,t}$ est une erreur aléatoire non observable spécifique à la personne et variant dans le temps. L'équation (4) lie le taux de croissance du revenu sur trois ans pour le diplômé i à trois ensembles de caractéristiques observées à l'égard du travailleur et de l'emploi : (1) le vecteur X_i des caractéristiques de base spécifiques à la personne et fixes dans le temps, (2) le vecteur $X_{i,t}$ des caractéristiques spécifiques à la personne et variant dans le temps pour l'année t (l'année de la première entrevue) et (3) le vecteur $\Delta X_{i,t+3}$ des différences des caractéristiques spécifiques à la personne et variant dans le temps entre la deuxième et la cinquième années suivant l'obtention du diplôme. Il y a évidemment équivalence formelle entre les équations de la croissance du revenu logarithmique (3) et (4); ce sont simplement des façons différentes d'estimer et de présenter les estimations de coefficients de l'équation de croissance des revenus.

Premièrement, en estimant l'équation (4) sur l'échantillon combiné de tous les groupes, c.-à-d. de toute la population, nous pouvons vérifier les différences des effets marginaux des caractéristiques de base, des caractéristiques courantes et des modifications des caractéristiques courantes sur le début de la croissance des revenus après l'obtention du diplôme des groupes d'équité en matière d'emploi et d'autres diplômés d'université au Canada. À supposer qu'il existe de telles différences dans les modèles spécifiés, il est possible de calculer des coefficients estimés distincts de l'équation de la croissance du revenu logarithmique (3) ou (4) pour les groupes d'équité en matière d'emploi et les autres diplômés. Il est possible de connaître la pertinence empirique des caractéristiques de base mesurées à l'égard des diplômés récents (les variables explicatives X_i) dans la croissance du revenu après l'obtention du diplôme en examinant si une partie ou la totalité des coefficients du vecteur $\Delta\gamma_{t+3} = \gamma_{t+3} - \gamma_t$ est égale à zéro pour les membres des groupes d'équité en matière d'emploi et pour les autres diplômés, puis en évaluant l'ampleur des estimations pertinentes des coefficients. De même, il est possible de

déterminer si les caractéristiques courantes observées chez les diplômés deux ans après l'obtention du diplôme (les variables explicatives $X_{i,t}$) ont des effets visibles sur la croissance des revenus après l'obtention du diplôme en inspectant les coefficients du vecteur $\Delta\beta_{t+3} = \beta_{t+3} - \beta_t$ dans l'équation (4). Finalement, les estimations des coefficients b_{t+3} peuvent révéler jusqu'à quel point les modifications des caractéristiques courantes – emploi et travailleur – du diplômé (les variables explicatives $\Delta X_{i,t+3}$) influencent la croissance des revenus.

Annexe B

Codage des secteurs d'activité et des professions

Les tableaux suivants indiquent comment les professions et les secteurs d'activité ont été regroupés pour la construction des variables binaires des professions et des secteurs d'activité.

Tableau B1 **Groupes professionnels**

Description des professions	*Codes de la Classification type des professions (1980)*
Gestionnaires	1111-1158
Gestion, connexe	1171-1179
Sciences physiques et naturelles	2111-2139
Architecture et génie	2141-2169
Mathématiques et informatique	2181-2189
Sciences sociales et religion	2311-2519
Enseignement universitaire	2711-2719
Enseignement, autre	2731-2799
Diagnostic de la santé	3111-3119
Soins infirmiers et autres professions de la santé	3130-3169
Arts et loisirs	3311-3379
Travail de bureau	4110-4199
Ventes	5130-5199
Services	6111-6199
Col bleu	7113-9599
Non précisé	Inférieur à 1111 ou 9910 - 9919

Tableau B2 **Groupes de secteur d'activité**

Description des secteurs d'activité	*Codes de la Classification type des industries (1980)*
Industries primaires	001-092
Secteur manufacturier et construction	101-449
Transport, communications et services publics	451-499
Commerce de gros	501-599
Commerce de détail et services à la clientèle	601-692 & 911-999
Finances	701-729 & 741-749
Assurance et immobilier	731-733 & 751-761
Éducation	851-859
Santé	861-866
Bien-être et religion	867- 869 & 981
Services à la gestion des entreprises	771-779
Administration publique	811-841
Non précisé	Supérieur à 999

Annexe C

Taille et attrition de l'échantillon

Une des difficultés des données longitudinales comme celles des END, c'est le problème de l'attrition, c'est-à-dire de la disparition des répondants initiaux au cours des phases subséquentes de l'enquête. Il peut ne pas être possible d'obtenir des données de suivi des répondants initiaux pour plusieurs raisons, y compris leur déménagement à l'extérieur du pays, leur refus de répondre, leur décès ou le fait de ne pas pouvoir les trouver dans les limites de temps de l'enquête de suivi. Ce qui est préoccupant, c'est que ceux qui ne sont pas observés peuvent différer systématiquement de ceux qui le sont. Ces différences peuvent mener à des conclusions faussées si les variables de l'analyse sont en corrélation avec les raisons de la disparition de l'échantillon. L'attrition ne constitue pas un problème si les personnes non observées sont par ailleurs très semblables aux répondants observés.

On prend certaines mesures pour minimiser l'incidence de l'attrition dans les analyses des enquêtes de suivi. Les pondérations sont modifiées pour tenir compte de l'attrition selon plusieurs caractéristiques connues de la population (p. ex., le type d'établissement d'enseignement, la province, le sexe et le niveau de scolarité). Il faut examiner si ce calage a un effet positif sur les autres variables. Les taux d'attrition relativement élevés pour les répondants des groupes cibles présentés en détail dans la section suivante peuvent signifier que des biais se sont glissés dans les résultats. Cependant, l'analyse en profondeur qui suit indique que l'attrition a des effets négligeables sur les comparaisons des revenus.

Attrition chez les étudiants universitaires

Le tableau C1 montre que 27,9 % des diplômés d'université appartenant à des minorités visibles qui faisaient partie de l'échantillon en 1992 n'en font plus partie en 1995, ce qui représente un taux d'attrition beaucoup plus élevé que la moyenne de 16,9 % pour l'échantillon de 1992. Le taux d'attrition de 19,1 % des Autochtones et celui de 17,7 % des personnes à activité limitée sont beaucoup plus proches des taux de l'ensemble de la population.

Une explication possible évidente pour le taux d'attrition élevé des minorités visibles, c'est que 80 % des étudiants munis d'un visa – qui viennent d'un autre pays étudier au Canada – sont membres de minorités visibles[29].

Tableau C1 **Chiffres et taux d'attrition des diplômés d'université, 1992 à 1995 (cohorte de 1990)**

	Aucune attrition (observations en 1992 et en 1995)	**Attrition** (observations en 1992, mais non en 1995)	**Total**
Chiffres			
Minorités visibles	8 548	3 304	1 852
Autochtones	1 270	299	1 568
Activité limitée	3 988	860	4 848
Population totale	104 736	21 258	125 993
Pourcentage horizontal			
Minorités visibles	72,1 %	27,9 %	100,0 %
Autochtones	81,0 %	19,1 %	100,0 %
Activité limitée	82,3 %	17,7 %	100,0 %
Population totale	83,1 %	16,9 %	100,0 %
Pourcentage vertical			
Minorités visibles	8,2 %	15,5 %	9,4 %
Autochtones	1,2 %	1,4 %	1,2 %
Activité limitée	3,8 %	4,0 %	3,8 %
Population totale	100,0 %	100,0 %	100,0 %

En tant que groupe, les étudiants munis d'un visa sont bien plus susceptibles que les autres étudiants de ne pas faire partie des données de suivi. Le tableau C2 montre la répartition des étudiants munis d'un visa parmi les diplômés d'université. Plus de la moitié d'entre eux, soit 54 %, font partie de l'enquête de 1992, mais il n'y a pas de données pour le suivi de 1995.

Attrition parmi les étudiants des collèges et des écoles de métiers et de formation professionnelle

Le taux d'attrition global de 15,7 % chez les diplômés des collèges est similaire à celui des diplômés d'université (16,9 %). Comme nous l'avons observé pour les diplômés d'université, les minorités visibles ayant poursuivi des études collégiales ont des taux d'attrition beaucoup plus

[29] La possession d'un visa est signalée par les établissements d'enseignement plutôt que par le répondant. Les établissements du Québec ne fournissent pas d'information sur leurs diplômés munis d'un visa. Il faut remarquer aussi que la situation de ces étudiants se modifie avec le temps, si bien que certains diplômés arrivés au pays avec un visa ont pu obtenir par la suite le statut d'immigrant reçu.

élevés (25,4 %) que l'ensemble de la population des collèges. À la différence de la population universitaire, toutefois, les taux d'attrition de 24,2 % pour les Autochtones et de 21,0 % pour les personnes à activité limitée sont beaucoup plus élevés que celui de l'ensemble de la population, et se rapprochent de celui des minorités visibles.

Tableau C2 **Étudiants munis d'un visa parmi les diplômés d'université, 1992 (cohorte de 1990)**

	Aucune attrition (observations en 1992 et en 1995)	**Attrition** (observations en 1992, mais non en 1995)	**Total**
Chiffres			
Étudiants munis d'un visa	420	493	913
Étudiants sans visa	79 621	15 485	95 106
Non déclaré	24 696	5 279	29 974
Total	104 736	21 258	125 993
Pourcentage horizontal			
Étudiants munis d'un visa	46,0 %	54,0 %	100,0 %
Étudiants sans visa	83,7 %	16,3 %	100,0 %
Non déclaré	82,4 %	17,6 %	100,0 %
Total	83,1 %	16,9 %	100,0 %
Pourcentage vertical			
Étudiants munis d'un visa	0,4 %	2,3 %	0,7 %
Étudiants sans visa	76,0 %	72,8 %	75,5 %
Non déclaré	23,6 %	24,8 %	23,8 %
Total	100,0 %	100,0 %	100,0 %

Les taux d'attrition chez les étudiants munis d'un visa au niveau collégial sont cependant beaucoup plus faibles qu'à l'université. Seulement 23,7 % des étudiants de collège munis d'un visa ont été observés en 1992 mais non en 1995, alors que le taux d'attrition des étudiants munis d'un visa est de 54 % à l'université.

Les étudiants qui possèdent un visa forment une proportion relativement petite des diplômés de collège et d'université observés qui ne font pas partie de l'enquête de suivi (2,3 %), mais ils sont concentrés dans le groupe des minorités visibles.

Tableau C3 **Chiffres de base et pourcentage des membres des minorités visibles, des Autochtones et des personnes à activité limitée pour les diplômés de collège, 1992 (cohorte de 1990)**

	Aucune attrition (observations en 1992 et en 1995)	**Attrition** (observations en 1992, mais non en 1995)	**Total**
Chiffres			
Minorités visibles	6 503	2 217	8 720
Autochtones	2 160	691	2 851
Activité limitée	5 197	1 383	6 580
Population totale	84 851	15 743	100 594
Pourcentage horizontal			
Minorités visibles	74,6 %	25,4 %	100,0 %
Autochtones	75,8 %	24,2 %	100,0 %
Activité limitée	79,0 %	21,0 %	100,0 %
Population totale	84,3 %	15,7 %	100,0 %
Pourcentage vertical			
Minorités visibles	7,7 %	14,1 %	8,7 %
Autochtones	2,5 %	4,4 %	2,8 %
Activité limitée	6,1 %	8,8 %	6,5 %
Population totale	100,0 %	100,0 %	100,0 %

Tableau C4 **Étudiants munis d'un visa parmi les diplômés de collège, 1992 (cohorte de 1990)**

	Aucune attrition (observations en 1992 et en 1995)	**Attrition** (observations en 1992, mais non en 1995)	**Total**
Chiffres			
Étudiants munis d'un visa	1 167	362	1 530
Étudiants sans visa	70 150	13 377	83 527
Non déclaré	13 533	2 004	15 537
Total	84 851	15 743	100 594
Pourcentage horizontal			
Étudiants munis d'un visa	76,3 %	23,7 %	100,0 %
Étudiants sans visa	84,0 %	16,0 %	100,0 %
Non déclaré	87,1 %	12,9 %	100,0 %
Total	84,3 %	15,7 %	100,0 %
Pourcentage vertical			
Étudiants munis d'un visa	1,4 %	2,3 %	1,5 %
Étudiants sans visa	82,7 %	85,0 %	83,0 %
Non déclaré	15,9 %	12,7 %	15,4 %
Total	100,0 %	100,0 %	100,0 %

Inclure d'anciens étudiants munis d'un visa dans la population peut introduire un biais dans les résultats sur la discrimination parce que ces personnes peuvent être confrontées à des obstacles supplémentaires sur le marché du travail non reliés, sur le plan économique, à leur appartenance à une minorité visible. Par contre, les anciens étudiants munis d'un visa qui sont demeurés au Canada assez longtemps pour faire partie de ces enquêtes manifestent des liens aussi grands au marché du travail canadien que leurs collègues de classe et ont vraisemblablement l'autorisation légale de travailler au Canada. En outre, exclure les anciens étudiants munis d'un visa des comparaisons des revenus pourrait constituer un exercice très imprécis puisqu'il n'y a pas de données du Québec, et que la qualité et l'uniformité de l'information des autres régions fait problème.

L'attrition introduit-elle un biais dans les comparaisons des revenus?

Un des grands avantages des données longitudinales, c'est quelles offrent au chercheur la possibilité d'étudier des questions comme les biais provoqués par l'attrition sans qu'il soit nécessaire à s'en remettre à des expériences hors – l'échantillon ou à des modèles de censure théoriques. Dans le cas qui nous occupe, des données sur les revenus ont été recueillies en 1992 sur plusieurs diplômés qui n'ont pu être interviewés en 1995. Les revenus de 1992 de ceux qui par la suite sont disparus de l'échantillon peuvent donc être comparés à celles des personnes qui y sont demeurées. La meilleure façon de procéder, c'est dans le cadre d'un modèle des revenus qui tient compte de nombreux facteurs relatifs aux revenus. Nous avons présenté plusieurs modèles de ce genre dans le corps de cet article, si bien que dans la présente section, nous ne soulignerons que les résultats se rapportant à l'attrition.

Les deux modèles intéressants sont présentés en détail aux tableaux C5 et C6. Ce sont les modèles des revenus de 1992 des diplômés d'université et de collège, respectivement, qui incluent des indicateurs de l'attrition future et permettent des comparaisons directes entre les membres des minorités visibles et les autres[30]. Dans le cas des diplômés d'université, les effets de l'attrition sont négligeables à la fois pour les effets globaux et pour les différences entre les groupes minoritaires et non minoritaires. Pour les diplômés de collège, l'effet de l'attrition est

[30] Bien que la variable de l'attrition ait été incluse dans les modèles des revenus de 1992 pour les autres groupes cibles, l'échantillon était trop petit pour donner lieu à des estimations précises.

significatif : ceux qui ne sont font plus partie de l'échantillon gagnent environ 10 % de moins que ceux qui y sont demeurés en 1992. Toutefois, cet effet ne diffère pas de manière significative entre les minorités visibles et les autres de cette promotion. Par conséquent, bien qu'il semble y avoir un biais pour les diplômés de collège, celui-ci ne devrait pas nuire aux comparaisons entre les deux groupes.

Le tableau C7 présente les coefficients sur la variable binaire de l'attrition pour toutes les équations des revenus des groupes d'équité pour 1992. Dans certains cas, l'ordre de grandeur du coefficient sur le terme d'interaction pour l'attrition est grande, mais le coefficient n'est jamais différent de zéro de manière statistiquement significative. Les plus grandes différences, qui supposent une différence importante entre les revenus du groupe minoritaire qui ne font plus partie de l'échantillon et le reste de la population ne faisant plus partie de l'échantillon, se produisent pour les diplômés d'université autochtones et à activité limitée. Après avoir tenu compte des autres facteurs, les étudiants universitaires autochtones qui ne participent pas à l'enquête de suivi de 1995 ont des revenus inférieurs de 20 % à ceux du reste de la population qui ne participe à ce suivi. De même, les diplômés d'université à activité limitée qui ne participent pas au suivi de 1995 avaient en 1992 des revenus inférieurs de 17 % à ceux du reste de la population ne participant pas au suivi. Les personnes à activité limitée qui ne font pas partie de la population des collèges en 1995 avaient en 1992 des revenus supérieurs de 13 % à ceux du reste de la population ne participant pas au suivi.

Même si ces différences de revenus moyens chez les populations des groupes d'équité qui ne font pas partie de l'échantillon soulèvent quelques inquiétudes, aucune des différences estimées n'est différente de zéro de manière statistiquement significative. Bien que l'attrition puisse créer des problèmes en matière de dimension de l'échantillon (en réduisant la précision des estimations de 1995) et d'uniformité des estimations pour les diplômés de collège (en raison du biais global), elle ne doit pas avoir beaucoup de répercussions sur les comparaisons des revenus de ces groupes de diplômés.

Tableau C5 Approche de Jackson-Lindley pour les diplômés d'université appartenant à des minorités visibles, 1992

	Régression avec termes d'interaction				Régression sans termes d'interaction		Valeurs moyennes pour les minorités visibles	
	Termes habituels		*Termes d'interaction*					
	Coeff.	P>|z|	Coeff.	P>|z|	Coeff.	P>|z|	Non	Oui
Logarithme (revenus en 1992)							10,3117	10,3139
Âge en 1992	0,0516	0,000	-0,0288	0,038	0,0480	0,000	29,6302	28,8926
Âge au carré en 1992	-0,0005	0,000	0,0003	0,060	-0,0005	0,000	924,5941	870,4331
Français langue maternelle	0,0238	0,077	0,0424	0,474	0,0280	0,033	0,2575	0,0482
Autre langue maternelle	-0,0013	0,802	0,0088	0,280	0,0016	0,649	1,2968	2,0545
Déménagé dans autre province pour les études et y travaille encore	-0,0327	0,189	-0,1367	0,040	-0,0539	0,020	0,0445	0,0847
Déménagé dans autre province pour les études et autres province pour le travail	0,0126	0,501	-0,0673	0,259	0,0081	0,649	0,0929	0,0818
Un parent a un grade postsecondaire	-0,0150	0,211	0,1126	0,004	-0,0053	0,643	0,5289	0,5200
Marié en 1992	0,0458	0,000	-0,0400	0,050	0,0413	0,000	0,4398	0,3233
Célibataire en 1992	-0,0138	0,664	-0,0446	0,602	-0,0164	0,589	0,0403	0,0261
A un enfant en 1992	0,0181	0,270	0,0552	0,221	0,0205	0,189	0,1990	0,1452
Faculté de l'éducation	0,0712	0,022	0,1962	0,106	0,0822	0,006	0,2059	0,0860
Beaux-arts	-0,1369	0,000	0,1083	0,401	-0,1269	0,000	0,1313	0,0978
Commerce, économie et droit	0,1811	0,000	0,0436	0,699	0,1855	0,000	0,2043	0,2043
Autres sciences sociales	0,0056	0,865	0,0229	0,850	0,0079	0,801	0,1783	0,1476
Agriculture, sciences biologiques	-0,0707	0,048	0,0076	0,952	-0,0682	0,046	0,0526	0,0752
Génie	0,3460	0,000	0,0085	0,940	0,3421	0,000	0,0667	0,1460
Médecine et autres sciences de la santé	0,2469	0,000	-0,0158	0,901	0,2479	0,000	0,0709	0,0897
Math. et sciences physiques	0,2110	0,000	0,0846	0,475	0,2186	0,000	0,0536	0,1174
Maîtrise	0,1390	0,000	0,0031	0,940	0,1380	0,000	0,1531	0,1722
Doctorat	0,1647	0,000	-0,0441	0,414	0,1455	0,000	0,0177	0,0411
Expérience antérieure au diplôme > 3 ans	0,0916	0,000	0,1413	0,005	0,1013	0,000	0,2650	0,1440
Résident des provinces de l'Atlantique	-0,2205	0,000	-0,3087	0,007	-0,2307	0,000	0,0874	0,0239
Résident du Québec	-0,0798	0,000	-0,1398	0,003	-0,0922	0,000	0,2384	0,1518
Résident du Manitoba ou de la Sask.	-0,2269	0,000	0,0499	0,523	-0,2272	0,000	0,0760	0,0438
Résident de l'Alberta	-0,1237	0,000	-0,0453	0,514	-0,1314	0,000	0,0851	0,0864
Résident de la C.-B. ou des Territoires	-0,0300	0,104	-0,0755	0,131	-0,0368	0,031	0,0949	0,1648
Fonction publique en 1992	0,0532	0,002	-0,0863	0,071	0,0459	0,004	0,5582	0,4204
Nombre d'heures de travail en 1992	0,0161	0,000	0,0042	0,083	0,0164	0,000	41,3746	40,7242
Femme	0,0019	0,894	0,0185	0,618	0,0053	0,691	0,5509	0,4918
Attrition	-0,0293	0,546	-0,0245	0,699	-0,0540	0,083	0,1345	0,2340
Minorité visible/constante			0,3371	0,291	-0,0137	0,474	0	1
Constante	8,4959	0,000			8,5460	0,000		
Nombre d'observations	87640,42				87640,42			
F	54,87				103,41			
Prob. > F	0				0			
R au carré	0,3212				0,3163			
Composante des caractéristiques	-0,0185							
Composante des coefficients	-0,0163							

Tableau C6 Approche de Jackson-Lindley pour les minorités visibles, diplômés de collège en 1992

	Régression avec termes d'interaction				Régression sans termes d'interaction		Valeurs moyennes pour les minorités visibles	
	Termes habituels		*Termes d'interaction*					
	Coeff.	P>|z|	Coeff.	P>|z|	Coeff.	P>|z|	Non	Oui
Logarithme (revenus en 1992)							10,0409	10,0216
Âge en 1992	0,0392	0,000	-0,0210	0,253	0,0377	0,000	28,2460	29,8268
Âge au carré en 1992	-0,0005	0,000	0,0003	0,212	-0,0005	0,000	852,2245	944,9526
Français langue maternelle	-0,0118	0,447	-0,0725	0,623	-0,0124	0,420	0,2468	0,0265
Autre langue maternelle	0,0004	0,942	0,0035	0,651	0,0002	0,962	1,1947	2,1184
Déménagé dans autre province pour les études et y travaille encore	0,0744	0,011	0,0504	0,522	0,0774	0,004	0,0200	0,0315
Déménagé dans autre province pour les études et autres province pour le travail	0,0168	0,531	0,0529	0,562	0,0197	0,447	0,0401	0,0411
Un parent a un grade postsecondaire	0,0333	0,003	0,0076	0,833	0,0352	0,001	0,3445	0,3556
Marié en 1992	0,0475	0,000	-0,0460	0,295	0,0448	0,000	0,4127	0,3876
Célibataire en 1992	-0,0118	0,659	0,0705	0,390	-0,0067	0,794	0,0551	0,0325
A un enfant en 1992	-0,0364	0,012	-0,0294	0,623	-0,0369	0,009	0,2439	0,3012
Sciences de la santé	0,3196	0,000	0,1659	0,008	0,3299	0,000	0,1372	0,1242
Autres techniques de génie	0,1985	0,000	0,1076	0,067	0,2070	0,000	0,0405	0,0454
Génie électrique et électronique	0,2224	0,000	0,0251	0,694	0,2257	0,000	0,0695	0,1146
Génie mécanique et des structures	0,1480	0,000	-0,0794	0,325	0,1384	0,000	0,0429	0,0462
Sciences naturelles et industrie primaire	-0,0061	0,809	0,2704	0,076	-0,0011	0,965	0,0288	0,0073
Sciences sociales et services	0,0562	0,013	0,0170	0,800	0,0586	0,007	0,1089	0,0645
Secrétariat et marchandisage	0,1079	0,000	0,0786	0,226	0,1137	0,000	0,0450	0,0513
Gestion et administration	0,0932	0,000	0,1159	0,043	0,1025	0,000	0,1066	0,1222
Expérience antérieure au diplôme > 3 ans	0,0759	0,000	0,0976	0,085	0,0844	0,000	0,3132	0,2393
Résident des provinces de l'Atlantique	-0,2683	0,000	0,0228	0,759	-0,2710	0,000	0,0911	0,0133
Résident du Québec	-0,0793	0,000	-0,0894	0,238	-0,0830	0,000	0,2173	0,0972
Résident du Manitoba ou de la Sask.	-0,1780	0,000	-0,0296	0,624	-0,1811	0,000	0,0650	0,0316
Résident de l'Alberta	-0,1161	0,000	-0,1396	0,017	-0,1272	0,000	0,1169	0,1097
Résident de la C.-B. ou des Territoires	-0,0312	0,078	-0,1006	0,023	-0,0390	0,018	0,1642	0,2954
Fonction publique en 1992	0,1901	0,000	-0,0359	0,440	0,1891	0,000	0,4042	0,3485
Nombre d'heures de travail en 1992	0,0198	0,000	0,0090	0,101	0,0205	0,000	38,0514	37,6554
Femme	-0,1518	0,000	0,0715	0,084	-0,1451	0,000	0,5597	0,5309
Attrition	-0,1113	0,015	-0,0272	0,672	-0,1099	0,000	0,1268	0,2155
Minorité visible/constante			-0,0668	0,832	-0,0417	0,027	0	1
Constante	8,5905	0,000			8,5836	0,000		
Nombre d'observations	67685,05				67685,05			
F	39,99				72,76			
Prob. > F	0				0			
R au carré	0,2764				0,2722			
Composante des caractéristiques	-0,0240							
Composante des coefficients	-0,0434							

Tableau C7 Coefficients sur la variable binaire de l'attrition dans les régressions des rémunérations logarithmiques de 1992

	De régressions avec des termes d'interaction				De régressions sans termes d'interaction		Valeurs moyennes pour les minorités visibles	
	Termes habituels		*Termes d'interaction*					
	Coeff.	P>|z|	Coeff.	P>|z|	Coeff.	P>|z|	Non	Oui
Minorité visible, université	-0,0293	0,546	-0,0245	0,699	-0,0540	0,083	0,1345	0,2340
Minorité visible, collège	-0,1113	0,015	-0,0272	0,672	-0,1099	0,000	0,1268	0,2155
Autochtone, université	-0,0507	0,106	-0,2040	0,174	-0,0544	0,080	0,1424	0,1692
Autochtone, collège	-0,1076	0,001	-0,0240	0,875	-0,1087	0,000	0,1330	0,1594
Activité limitée, université	-0,0468	0,115	-0,1670	0,389	-0,0548	0,078	0,1432	0,1304
Activité limitée, collège	-0,1067	0,001	0,1299	0,293	-0,1069	0,001	0,1310	0,1794

Bibliographie

Altonji, Joseph A. (1993), « The Demand for and Return to Education When Education Outcomes are Uncertain », *Journal of Labor Economics*, vol. 10, p. 48-83.

Berndt, Ernst R. (1991), *The Practice of Econometrics: Classic and Contemporary*, Addison Wesley Publishing Company.

Blinder, Alan S. (1973), « Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates », *Journal of Human Resources*, vol. 8, p. 436-55.

Cain, Glen (1986), « The Economic Analysis of Labor Market Discrimination: A Survey », dans Orley Ashenfelter et Richard Layard (éd.), *Handbook of Labor Economics*, Oxford, North-Holland, chapitre 13, vol. 1, p. 693-785.

Cameron, Stephen V. et James J. Heckman (1994), « Determinants of Young Males' Schooling and Training Choices », dans Lisa M. Lynch (éd.), *National Bureau of Economic Research Comparative Labor Market Series: Training and the Private Sector*, The University of Chicago Press, p. 201-31.

Chamberlain, Gary (1980), « Analysis of Covariance with Qualitative Data », *Review of Economic Studies*, vol. 47, n° 1, p. 225-38.

Christofides, L.N. et R. Swidinsky (1994), « Wage Determination by Gender and Visible Minority Status: Evidence from the 1989 LMAS », *Canadian Public Policy - Analyse de Politiques*, vol. 20, n° 1, p. 34-51.

de Silva, Arnold (1997), « Wage Discrimination Against Visible Minority Men in Canada », *Canadian Business Economics*, vol. 5, n° 4, p. 25-42.

DiNardo, John et Thomas Lemieux (1997), « Diverging Male Wage Inequality in the United States and Canada, 1981-1988: Do Institutions Explain the Difference », *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 50, p. 629-51.

Dolton, P.J. et G.H. Makepeace (1987), « Interpreting Sample Selection Effects », *Economic Letters*, vol. 24, p. 373-9.

Fortin, Nicole M., John DiNardo et Thomas Lemieux (1996), « Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992: A Semiparametric Approach », *Econometrica*, vol. 64, p. 1001-44.

Goldberger, Arthur S. (1984), « Reverse Regression and Salary Discrimination », *Journal of Human Resources*, vol. 19, n° 3.

Griliches, Zvi, Bronwyn H. Hall et Jerry A. Hausman (1978), « Missing Data And Self-Selection in Large Panels », *Annales de L'INSEE*, vol. 30-31, p. 137-76.

Groupe de travail sur les données d'équité en matière d'emploi (1993), *Women, Visible Minorities, Aboriginal people and Persons with Disabilities: The 1991 Employment Equity Definitions*, Ottawa, Groupe de travail sur les données d'équité en matière d'emploi, décembre.

Heckman, James J. (janvier 1979), « Sample Selection Bias As a Specification Error », *Econometrica*, vol. 47, n° 1, p. 153-61.

Hirsch, Barry T. et Karen Leppel (1992), « Sex Discrimination in Faculty Salaries », *Journal of Applied Econometrics*, vol. 7, p. 413-21.

Hum, Derek et Wayne Simpson (1998), *Possibilités salariales pour les minorités visibles au Canada*, Ottawa, Statistique Canada, document de l'EDTR 98-17.

Jackson, John D. et James T. Lindley (1989), « Measuring the Extent of Wage Discrimination: A Statistical Test and a Caveat », *Applied Economics*, vol. 21, p. 515-40.

Jakubson, George (1986a), *Estimation and Testing of Fixed Effect Models*, Princeton University, Industrial Relations Section, Working Paper No. 208.

Jakubson, George (1986b), *The Sensitivity or Individual Effects: Labor Supply Parameter Estimates of Unobserved Fixed and Random Effects Estimates in a Nonlinear Model Using Panel Data*, Princeton University, Industrial Relations Section, Working Paper No. 210.

Johnson, George E. et Frank P. Stafford (décembre 1974), « The Earnings and Promotion of Women Faculty », *American Economic Review*, vol. 64, n° 6, p. 888-903.

Killingsworth, Mark R. (1983), *Labor Supply*, New York, Cambridge University Press.

Link, C.R. et E.C. Ratledge (1975), « The Influence of the Quantity and Quality of Education on Black-White Earnings Differentials: Some New Evidence », *Review of Economics and Statistics*, vol. 57, p. 346-350.

Maddala, G.S. (1983), *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge, Cambridge University Press.

Marsh, Herbert W. (1991), « Employment During High School: Character Builder or a Subversion of Academic Goals », *Sociology of Education*, vol. 64, p. 172-89.

Oaxaca, Ronald (1973), « Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets », *International Economic Review*, vol. 14, p. 693-709.

Racine, Jeff et Paul Rilstone (1995), « The Reverse Regression Problem: Statistical Paradox or Artefact of Misspecification? », *Revue canadienne d'économique*, vol. 28, n° 3, p. 502-31.

Schultz, Paul et Germano Mwabu (1998), *Wage Premia for Education and Location, by Gender and Race in South Africa*, Yale University Economic Growth Center, papier de discussion n° 785, février.

Silver, Irving, Laval Lavallée et Bert Pereboom (à paraître), *Les transitions des diplômés sur le marché du travail*. Direction générale de la recherche appliquée, document R-00-1-9F, Ottawa, Développement des ressources humaines Canada et Statistique Canada.

Statistique Canada (1993), *Guide de l'utilisateur des données de l'Enquête sur la santé et les limitations d'activité 1991*, Ottawa, Statistique Canada, Programme des enquêtes postcensitaires.

Topel, Robert et Michael Ward (1992), « Job Mobility and the Careers of Young Men », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 107, p. 439-80.

Vella, Francis (1998), « Estimating Models with Sample Selection Bias: A Survey », *Journal of Human Resources*, vol 33, n° 1, p. 127-69.

Wallace, Gordon C.M. et Gail M. Currie (1996), « Employment of Persons With Disabilities: The Employment Equity Act 1986 to 1996 », *The Expert Witness*, automne, vol. 1, n° 3. Http://www.economica.ca/ew13p2.htm

Wannell, Ted et Nathalie Caron (1994a), *Regard sur les groupes d'équité en matière d'emploi chez ceux ayant récemment obtenu un diplôme d'études postsecondaires : minorités visibles, peuples autochtones et personnes limitées dans leurs activités quotidiennes*, Ottawa, Statistique Canada, Direction des études analytiques, document de recherche n° 69, novembre, 61 p.

Wannell, Ted et Nathalie Caron (1994b), *L'écart entre les gains des hommes et ceux des femmes ayant récemment obtenu un diplôme d'études postsecondaires, 1984-92*, Ottawa, Statistique Canada, Direction des études analytiques, document de recherche n° 68, novembre, 42 p.

Weiss, Andrew (1988), « High School Graduation, Performance and Wages », *Journal of Political Economy*, vol. 96, p. 785-820.